



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Posouzení vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání v České republice  
Impact Assessment of the Selected Factors on Non-performing Loans in the Czech  
Republic

Student: Bc. Marilyn Molnárová

Vedoucí diplomové práce: Ing. Josef Novotný, Ph.D.

Ostrava 2019

VŠB - Technická univerzita Ostrava  
Ekonomická fakulta  
Katedra financí

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Marilyn Molnárová**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T010 Finance  
Téma: Posouzení vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání v České republice  
Impact Assessment of the Selected Factors on Non-performing Loans in  
the Czech Republic

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Charakteristika finanční stability a makroprudenční politiky
3. Popis metodiky vybraných ekonometrických modelů
4. Analýza vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

KOMÁRKOVÁ, Z., J. FRAIT a L. KOMÁREK. *Macroprudential policy in a small economy*. Ostrava:

VŠB-TU Ostrava, 2013. ISBN 978-80-248-3300-2.

MELECKÝ, A., M. MELECKÝ a M. ŠULGANOVÁ. Úvěry v selhání a makroekonomika: modelování  
systémového kreditního rizika v České republice. *Politická ekonomie*. 2015, vol. 63, č. 8, s. 921. ISSN  
0032-3233.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Josef Novotný, Ph.D.**

Datum zadání: 23.11.2018

Datum odevzdání: 26.04.2019



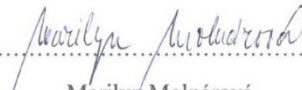
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal  
děkan fakulty

**Prohlášení**

„Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně“.

V Ostravě dne 24. dubna 2019

  
Marilyn Molnárová

# Obsah

1	Úvod.....	7
2	Charakteristika finanční stability a makroprudenční politiky.....	9
2.1	Finanční stabilita.....	9
2.1.1	Úloha ČNB .....	10
2.1.2	Finanční krize .....	11
2.1.3	Finanční stabilita ČR .....	12
2.2	Makroprudenční politika .....	16
2.2.1	Nástroje makroprudenční politiky .....	17
2.2.2	Zátěžové testy .....	20
2.2.3	Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti bank .....	21
3	Popis metodiky vybraných ekonometrických modelů .....	24
3.1	Formulace modelu .....	24
3.1.1	Ekonomická formulace modelu .....	24
3.1.2	Matematická formulace .....	25
3.1.3	Ekonometrická formulace .....	25
3.2	Sběr dat a jejich analýza .....	25
3.2.1	Popis dat.....	26
3.2.2	Analýza odlehlých a extrémních hodnot .....	26
3.2.3	Dekompozice časových řad .....	27
3.2.4	Transformace časových řad .....	28
3.3	Odhady parametrů modelu .....	29
3.3.1	Korelační analýza .....	29
3.3.2	Odhad lineárního regresního modelu.....	30
3.3.3	Koeficient determinace modelu .....	31

3.4	Verifikace modelu .....	32
3.4.1	Statistická verifikace .....	32
3.4.2	Ekonometrická verifikace .....	35
3.4.3	Ekonomická verifikace .....	47
3.5	Využití odhadnutého modelu k predikci .....	48
4	Analýza vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání .....	50
4.1	Formulace modelu .....	50
4.1.1	Ekonomická formulace modelu .....	50
4.1.2	Matematická formulace modelu .....	53
4.1.3	Ekonometrická formulace modelu .....	54
4.2	Sběr dat a jejich analýza .....	54
4.2.1	Popis dat .....	55
4.2.2	Analýza odlehlých a extrémních hodnot .....	60
4.2.3	Dekompozice časových řad .....	61
4.2.4	Transformace časových řad .....	62
4.3	Odhady parametrů modelu .....	63
4.3.1	Korelační analýza .....	63
4.3.2	Odhad lineárního regresního modelu .....	65
4.3.3	Koeficient determinace modelu .....	66
4.4	Verifikace modelu .....	67
4.4.1	Statistická verifikace .....	68
4.4.2	Ekonometrická verifikace .....	69
4.4.3	Specifikace modelu .....	74
4.4.4	Normalita reziduí .....	74
4.4.5	Ekonomická verifikace .....	76
4.5	Predikce na tři další období .....	78
4.6	Shrnutí .....	79

5	Závěr .....	83
	Seznam použité literatury .....	85
	Seznam zkratek.....	91
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
	Seznam příloh	
	Přílohy	



# 1 Úvod

Jednou ze základních úloh bank je poskytování úvěrů, z nichž na banku spadá určité riziko. Ne každý dlužník totiž řádně a včas splácí své úvěry, a proto banky musí tyto nesplácené úvěry po uplynutí určité doby označit jako úvěry v selhání. Vysoký podíl úvěrů v selhání je považován z hlediska bankovního sektoru za hrozbu, jelikož je v hodnotě tohoto ukazatele vázán kapitál a likvidita bank, u něhož však není zaručena návratnost. Jestliže chce být tedy banka úspěšná, je třeba aby hodnotu úvěrů v selhání držela na minimální hodnotě a dosahovala tak zisku.

Cílem této diplomové práce je posoudit vliv vybraných faktorů na úvěry v selhání v České republice za období od prvního čtvrtletí roku 2008 do druhého čtvrtletí roku 2018.

Konkrétně se posuzuje vliv osmi faktorů pomocí lineárního regresního modelu. Vybranými faktory jsou HDP, míra nezaměstnanosti, míra inflace, diskontní sazba, reálná mzda, zadluženost domácností, daňové zatížení a export.

Diplomová práce je rozdělena do celkem pěti kapitol, z čehož první kapitolu představuje úvod a pátou závěr.

Druhá kapitola je teoretická a je zaměřena na oblast finanční stability a makroprudenční politiky, které jsou podstatné k porozumění zkoumaného problému. V kapitole je konkrétně popsána finanční stabilita České republiky od vzniku samostatného státu včetně úlohy České národní banky i globální finanční krize z roku 2008. V druhé části kapitoly je přiblížena podstata makroprudenční politiky, z hlediska jejich nástrojů, cílů a jednotlivých Basilejských dohod o kapitálové přiměřenosti.

Třetí kapitola je rovněž teoretická a zahrnuje veškerou metodologii potřebnou k analýze zkoumaného problému diplomové práce. Tato kapitola je rozdělena do pěti částí, které korespondují s jednotlivými kroky ekonometrické analýzy. Nejprve je model formulován ekonomicky, poté matematicky a ekonometricky. Následuje sběr dat a jejich analýza pomocí liniových grafů. V další části je proveden odhad parametrů modelu, včetně koeficientu determinace, který určuje, jaká část variability vysvětlující proměnné je vysvětlena deterministickou částí modelu. Čtvrtá část kapitoly je zaměřena na statistickou, ekonometrickou a ekonomickou verifikaci modelu a v poslední části kapitoly je vysvětlen postup predikce modelu na následující tři období.

Čtvrtá kapitola je aplikační a zahrnuje veškeré výpočty a grafická znázornění. Proměnné jsou nejprve charakterizovány, poté upraveny pomocí dekompozice časových řad o sezónnost a případně transformovány. Z takto upravených proměnných je sestaven lineární regresní model, pro který jsou odhadnuty regresní parametry pomocí metody nejmenších čtverců. Následně je model testován pro možný výskyt autokorelace, heteroskedasticity či multikolinearity. Je také posouzeno, zda je model správně specifikován a zda mají rezidua normální rozdělení. Předposlední část kapitoly spočívá v interpretaci regresních parametrů a jejich zhodnocení s ekonomickou teorií. Na závěr této kapitoly je provedena predikce a zhodnocení vývoj úvěrů v selhání na následující tři období.

## **2 Charakteristika finanční stability a makroprudenční politiky**

Tato kapitola je rozdělena do dvou podkapitol, které se věnují klíčovým oblastem pro tuto diplomovou práci. První část se zabývá finanční stabilitou, především z hlediska úlohy ČNB, situace v ČR za období od vzniku samostatného státu až do roku 2018 a proběhlé globální finanční krizi.

Druhá část kapitoly je věnována makroprudenční politice. V této podkapitole jsou popsány jednotlivé nástroje makroprudenční politiky, zátěžové testy ČNB a mimo to také jednotlivé Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti bank.

Pro zpracování této kapitoly byly čerpány informace z několika zdrojů. Především z publikací Jílek (2009), Komárková, Frait, Komárek (2013), Šenkýřová (2010), ze zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance, zákona č. 21/1992 Sb., o bankách a zákona č. 120/2007 Sb., o změně některých zákonů v souvislosti se stanovením kapitálových požadavků a vyhlášky č. 123/2007 Sb., o pravidlech obezřetného podnikání bank. Dále byly informace čerpány z webových stránek České národní banky, Českého statistického úřadu, Ministerstva průmyslu a obchodu, Ministerstva financí ČR, z některých výtisků časopisu Bankovníctví, ze Zprávy o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003 a Zpráv o finanční stabilitě za rok 2004 – 2018 a dalších zpráv vydaných ČNB.

### **2.1 Finanční stabilita**

Finanční stabilita nemá jednoznačnou definici, lze ji však definovat jako stav, při kterém je finanční systém schopen odolávat otřesům a dopadům korekce finančních nerovnováh. ČNB definuje finanční stabilitu jako situaci, kdy bez závažných poruch a nepříznivých důsledků pro vývoj ekonomiky, finanční systém plní své funkce a současně je velmi odolný vůči šokům. Jedná se tedy o rovnovážný stav v ekonomice, který je dnes cílem nejen ČNB, ale i mnoha národních a mezinárodních institucí.

Narušení finanční stability může být dle ČNB způsobeno dopadem procesů uvnitř finančního sektoru, při kterých vznikají zranitelná místa či vlivem silných šoků. Vzájemným působením šoků a zranitelných míst může dojít k selhání systémově významných finančních institucí a oslabení některých funkcí finančního systému, v nejhorším případě může nastat i finanční krize.

Analýza finanční stability se vztahuje i na nebankovní finanční instituce, mezi které patří penzijní fondy, pojišťovny, investiční společnosti a fondy apod. Jejím cílem je především určovat dopady možných nežádoucích scénářů, jenž by mohly ohrozit stabilitu finančního systému.

Diplomová práce se zabývá situací v ČR, v této podkapitole je tudíž přiblížena úloha ČNB, proběhlá finanční krize v roce 2008 a finanční stabilita ČR do roku 2018.

### **2.1.1 Úloha ČNB**

ČNB je centrální bankou České republiky, orgánem vykonávajícím dohled nad finančním trhem a orgánem oprávněným k řešení krize. Je to právnická osoba se sídlem v Praze, která byla zřízena Ústavou České republiky. Řídí se zákonem č. 6/1993 Sb., o České národní bance, dle kterého je jejím hlavním cílem péče o cenovou stabilitu. Míra inflace by měla být dlouhodobě nízká a stabilní, aby byla zajištěna fungující ekonomika.

Mimo to je ČNB také bankou bank, což spočívá v poskytování úvěrů bankám a přijímání jejich depozit. Sleduje také množství peněz v oběhu, emituje peníze nové a ty opotřebované naopak stahuje z oběhu, vykonává dohled nad bankovním sektorem, kapitálovým trhem, pojišťovnictvím, družstevními záložnami, institucemi elektronických peněz a směnárny.

Dle zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance je ČNB povinna Poslanecké sněmovně předkládat zprávu o měnovém vývoji alespoň dvakrát ročně a v případě rozhodnutí Poslanecké sněmovny i mimořádnou zprávu o měnovém vývoji do 30 dnů. Dále je ČNB povinna podávat jednou do roka Poslanecké sněmovně zprávu o finanční stabilitě, která zahrnuje i strategii makroprudenční politiky.

Nejvyšším řídicím orgánem ČNB je sedmičlenná bankovní rada, která určuje makroprudenční a měnovou politiku, rozhoduje o jejích opatřeních, schvaluje rozpočet ČNB, stanovuje druhy, výši a použití fondů ČNB atd.

ČNB je také členem Evropského systému dohledu nad finančními trhy. V péči o finanční stabilitu ČNB spolupracuje i s dalšími institucemi i na nadnárodní úrovni. Spolupracuje s Evropskou radou pro systémová rizika (ESRB), což je nezávislý orgán odpovědný za makroprudenční dozor nad finančním systémem v EU. Podává informace o významných opatřeních omezujících rizika, která by mohla ohrozit stabilitu finančního sektoru

a v případě zvýšení rizik vydává doporučení k jejich zmírnění. ESRB spolu s Evropským orgánem pro bankovníctví (EBA), Evropským orgánem pro cenné papíry a trhy (ESMA) a Evropským orgánem pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění (EIOPA) tvoří Evropský systém finančního dohledu (ESFS).

### **2.1.2 Finanční krize**

Převzetím polostátních hypotečních agentur Freddie Mac a Fannie Mae americkou vládou došlo 7. září 2008 k propuknutí celosvětové hospodářské krize. Prvotní problémy na americkém hypotečním trhu se však začaly objevovat již v roce 2006. Sice nelze určit její přesný počátek, obecně lze za něho však považovat 29. červenec 2006, kdy došlo ke zvýšení základní úrokové sazby FEDem<sup>1</sup>.

USA bylo nakloněno myšlence, že každý obyvatel má právo vlastnit bydlení v soukromém vlastnictví. Začaly se tedy nabízet hypotéky s minimálními sazbami, nebylo nutné dokládat vlastní příjmy, a tak většina obyvatel této možnosti využila i přesto, že jim to jejich ekonomická situace nedovolovala.

Tyto velmi rizikové hypotéky pak byly seskupeny do investičních nástrojů (tzv. sekuritizace hypotečních úvěrů - CDO) a rozprodány investičním bankám po celém světě, které je směřovaly za méně riziková aktiva. Investiční banky pak na tyto balíky pohledávek vydávaly dluhopisy a ty nabízely na finančním trhu. Dluhopisy ratingové agentury hodnotily s nejlepším ratingem, díky čemuž do nich investovaly i konzervativní společnosti. Tato situace pro banku představovala rozdělení rizika mezi více subjektů, na druhé straně však investoři měli mylné představy o rizikovosti jejich investic.

Prasknutím hypoteční bubliny se ukázalo, že značná část lidí nemá prostředky ke splácení svých úvěrů. Následovalo rychlé zvýšení výchozích sazeb amerických hypoték, jinými slovy se značně zdražily splátky hypoték, které se sjednávaly ve velké míře.

Počet dlužníků narůstal, nebyli však schopni dostát svým závazkům a jejich nemovitosti tak přecházely do vlastnictví finančních institucí. Americký hypoteční trh se začal hroutit, došlo k prudkému poklesu cen nemovitostí a finanční instituce tak nebyly schopny získané nemovitosti zpět převést na peníze a většina z nich krachla.

---

<sup>1</sup> Federální rezervní systém (FED) je centrální bankovní systém USA. Jedná se o neziskovou společnost, která určuje celkovou měnovou politiku včetně operací volného peněžního trhu.

U stále více finančních institucí USA docházelo k potížím a původní hypoteční krize tak přerostla v globální finanční krizi. V roce 2008 došlo k pádu významné investiční banky Lehman Brothers s téměř 160letou historií, čímž krize naplno vypukla. Tento pád vyvolal celosvětový pokles cen na akciových trzích. Americká vláda začala snižovat úrokové sazby a pumpovat peníze do ekonomiky. Některé banky např. v Británii či Německu byly zachráněny zestátněním. Velké finanční společnosti, kterým se říkalo „too big too fail“<sup>2</sup>, byly přesvědčeny, že jim v případě krize bude vládou poskytnuta finanční pomoc. Vláda to zprvu sice odmítala z důvodu ostatních společností, které by toho chtěly rovněž využít. Nakonec se však potvrdilo, že některé společnosti jsou příliš velké na to, aby zkrachovaly a FED tak poskytnul nejprve půjčku pojišťovně AIG a zároveň byl zřízen dočasný fond záruk k zajištění fungování finančního systému.

### **2.1.3 Finanční stabilita ČR**

V následující části práce bylo vycházeno z dokumentů ČNB (Zprávy o stabilitě bankovního sektoru 2003, Zprávy o finanční stabilitě 2004 - 2018) a informací z webových stránek ČNB.

V roce 1993 vznikla samostatná ČR, což bylo doprovázeno řadou událostí. Především došlo po pádu komunismu k přechodu z centrálního plánování na tržní ekonomiku a k rozvoji finančních trhů. ČR pokračovala v rozběhlé transformaci ekonomiky formou privatizace. Byla převedena velká část státních podniků do soukromého vlastnictví, hlavně v podobě akciových společností, a v rámci restitucí došlo k navrácení půdy a podniků dřívějším majitelům. Mnohým lidem se tak navrátil majetek zabavený po roce 1948. Z prvotního transformačního propadu se však ČR rychle otřepala. Již v roce 1993 došlo k přírůstkům HDP, které se zvětšovaly až do roku 1997, kdy nastala měnová krize. Rovněž se snižovala inflace a nezaměstnanost se pohybovala kolem 4 %.

Několikrát devalvovala česká koruna a v roce 1995 se stala plně konvertibilní. V ČR se oproti zemím se stejnou situací prudce neměnila hodnota měny ani nijak abnormálně nevzrostla inflace. Míra nezaměstnanosti se držela na nízké úrovni zhruba 3 % a roční tempo růstu HDP v roce 1995 dosáhlo 5,9 %, což bylo zapříčiněno především dobrým vývojem ve zpracovatelském a energetickém průmyslu a tržních službách. Zatímco tento rok byl pro pár

---

<sup>2</sup> (Příliš velké na to, aby zkrachovaly)

dalších let neúspěšnějším, v roce 1996 se začaly objevovat potíže, které se projeví naplno v roce 1997.

Rok 1997 byl spojený spíše s negativními výsledky a zpomalenou ekonomikou. Nastaly potíže s udržení pevného kurzu koruny a vlastnická struktura byla neefektivní. Růst HDP oproti minulým letům klesl, došlo k vládním rozpočtovým restrikcím, které byly ČNB jen mírně korigovány slabým snížením úrokových sazeb. Českou ekonomiku negativně ovlivnilo také vypuknutí Asijské finanční krize, a to spekulativními útoky na korunu a měnovými turbulencemi. ČNB se tedy rozhodla přejít na systém řízeného plovoucího kurzu a jako první z centrálních bank transformujících se ekonomik se rozhodla k přechodu na nový měnově politický režim cílování inflace.

V roce 2000 firmy, které podnikaly na internetu, měly extrémně nadhodnocené tržní hodnoty akcií a v USA vznikla internetová bublina tzv. „dot com bubble“. Jelikož byly akcie velmi nadhodnoceny, investoři do nich investovali značnou část prostředků. Následujícího roku však akcie internetových firem rapidně klesly a internetová bublina praskla. Drtivá většina firem zanikla, pouze některé byly schopny realizovat nějaký zisk a udržet se (např. Yahoo.com). Krize tedy zasáhla především USA, ale i ČR, která měla domluvené vývozní kontrakty s ostatními zasáhnutými zeměmi. V důsledku toho došlo následujícího roku k poklesu ročního tempa růstu HDP.

K významným změnám roku 2003 patřila změna ve struktuře úvěrového portfolia bankovního sektoru, jelikož úvěry obyvatelstvu rychle rostly. V polovině roku se meziročně zvýšily o víc jak 30 %. Tyto úvěry dosáhly objemu zhruba 180 mld. Kč, které tvořily 18,5 % na celkových úvěrech. Nejčastěji poskytovanými byly úvěry na bytové potřeby s dlouhodobou splatností.

Nejvýznamnější událostí roku 2004 byl vstup ČR do Evropské unie. Už jen příslib vstupu zrychlil příliv kapitálu ze zahraničí (především z Německa, Rakouska a Nizozemí). Mimo to představoval pro ČR vstup do EU zlepšení mezinárodního postavení, získávání prostředků ze strukturálních fondů EU, možnost občanů odstěhovat se za prací do jiného členského státu apod. Krom toho situace na finančních trzích se vyvíjela dobře jak u nás, tak ve světě. Riziko vysokého růstu úvěrů obyvatelstvu rostlo, v polovině roku 2004 bylo meziroční vyjádření o více než 35 %. Pro finanční stabilitu představoval riziko vývoj veřejných financí, důvodem byl každoroční deficit státního rozpočtu prohlubující veřejný dluh.

Rok 2005 pokračoval v růstu ekonomiky a nízké inflace. Bankovní sektor byl výrazně ziskový, meziročně banky vytvořily 39,4 mld. Kč čistého zisku. Tento vytvořený zisk bankám umožňoval vytvoření polštáře ke krytí rizik. Skutečnost, že byl bankovní sektor ziskový, naznačovala zlepšení v oblasti řízení nákladů a zlepšenou efektivitu. Stále pokračoval růst hypotečních úvěrů, ty teď tvořily dvě třetiny úvěrů poskytovaných domácnostem. Státní rozpočet byl sice stále deficitní, díky příznivé ekonomické situace byl však nižší než plánovaný.

V roce 2006 růst ekonomiky pokračoval jak v Česku, tak ve světě. Růst investičních aktiv a větší spotřeba domácností působily na růst reálného HDP, který roku 2006 dosáhl na hodnotu 6,1 %. Velmi dobré výsledky vykazovaly nefinanční podniky. Krom úvěrů poskytovaných obyvatelstvu nejvyšší příjmy bankám přinášelo úvěrování malých podniků. Tempo růstu úvěrů obyvatelstvu sice zpomalilo meziročně, avšak roční přírůstek byl oproti roku 2005 vyšší o 20 %. V listopadu roku 2006 byla úspěšně spuštěna nová generace systému mezibankovního platebního styku CERTIS, fungujícího dodnes. Deficit státního rozpočtu, i přes růst ekonomiky, přetrvával.

Navzdory problémům na zahraničních finančních trzích lze hodnotit vývoj ekonomiky ČR v roce 2007 pozitivně. V USA a některých jiných vyspělých zemích se začaly hromadit problémy, které nejprve vyústily v krizi nestandardních hypoték a ta se v následujícím roce přeměnila v krizi úvěrovou. Česká ekonomika byla přehřátá, rostla jak míra inflace, tak zadluženost domácností, ta však v porovnání s ostatními zeměmi nebyla tak vysoká.

Finanční krize propukla v roce 2008, postihla celý svět a po řadu dalších let doléhala na ekonomiku. Ekonomika po celém světě se začala dostávat do recese, v ČR však situace byla o něco lepší než v ostatních státech. Jelikož klesala poptávka ze zahraničí, v druhé polovině roku došlo i k poklesu ekonomického růstu. Zhoršila se také finanční situace, řady firem nebyly schopné dostát svým závazkům a bankám tak rostlo kreditní riziko podnikového sektoru. V důsledku toho došlo k zpřísnění úvěrových standardů českými bankami. Nakoupené subprime hypotéky přinesly největší ztráty Československé obchodní bance, jejíž zisky se meziročně propadly o 90 %. Fázi zhodnocování měny nahradila fáze oslabování měny na přelomu roku 2008 a 2009, což vyvolalo znehodnocení koruny. Nejednalo se však o silné znehodnocení koruny, kurz se pouze vrátil ke svému dlouhodobému trendu. Znehodnocení koruny přilákalo zahraniční investory, jejich zájem byl však pouze přechodný.

Finanční krize se táhla rokem 2010 i 2011. Mnoho zemí čelí riziku prohloubení finanční nestability. Pro ČR představuje jedno z hlavních rizik zpomalení ekonomického růstu v zemích,



kde sídlí její obchodní partneři. Krizi v zemích stále doprovázela vysoká míra nezaměstnanosti a pomalý růst mezd, což se projevilo tím, že domácnosti neměly dostatek prostředků ke splácení svých úvěrů a rostl tak objem úvěrů v selhání. Většina domácností tak měla problém s předlužením. Díky velkého podílu vkladů na úvěrech, nezávislosti na vnějších trzích, dostatečné rentability i kapitálové přiměřenosti byly v ČR podstatně dobré podmínky k ekonomickému růstu.

V roce 2012 se ekonomika v ČR dostala znovu do recese. Objem úvěrů v selhání však postupně klesal a zadluženost domácností byla poměrně stabilní. Česká ekonomika tak dosahovala poměrně lepších výsledků než okolní státy. Problém české ekonomiky spočíval ve stále narůstající nezaměstnanosti a méně volných pracovních míst. Domácnostem tak klesaly reálné mzdy, klesala tudíž i spotřeba.

Situace v roce 2013 byla poměrně stejná jako v roce předešlém. Česká ekonomika se pomalu dostávala z recese, HDP se meziročně snížil asi o 1 %. Problém představoval opět trh práce, jelikož stále klesaly reálné mzdy a nezaměstnanost rostla. Současně však došlo ke snížení úrokových sazeb z hypoték, a tak se vzhledem k důchodům domácností snižovaly jejich úrokové platby. V tomto roce také proběhlo zahájení devizových intervencí, jejichž podstata spočívala v přijetí jednostranného kurzového závazku koruny vůči euru. ČNB tak oslabila kurz koruny lehce nad úroveň kurzového závazku, který byl stanoven na 27 CZK/EUR. Tyto devizové intervence prováděla ČNB kvůli cíle držet inflaci kolem úrovně 2 %. Oslabením koruny byl podpořen vývoz do zahraničí, což podpořilo ekonomický růst.

Oživení ekonomiky přišlo prvně v roce 2014. Česká ekonomika začala opět růst, což bylo hlavně díky rychlejšího růstu HDP v zemích, se kterými obchodovala, fiskální politiky státu a oslabení koruny. Díky nízkým úrokovým sazbám a snížení míry nezaměstnanosti opět došlo k růstu objemu úvěrů domácnostem. Pozitivně se vyvíjel i finanční sektor. Bankovním sektorem byla posílena jak likvidita, kapitálová přiměřenost, tak ziskovost. Hodnota státního dluhu v tomto roce klesla na 38,6 % HDP.

Pozitivní vývoj ekonomiky pokračoval i v roce 2015. Zatímco v USA a dalších vyspělých ekonomikách došlo k zhoršení výsledků a růst HDP zpomalil, v ČR docházelo naopak k růstu ekonomiky. Toto oživení ekonomiky se dále odrazilo i v objemu poskytovaných úvěrů. V roce 2014 vzrostl meziročně zhruba o 7 % objem poskytovaných úvěrů na bydlení a o 10 % vzrostl objem úvěrů podnikům, z hlediska tempa růstu se tak tyto úvěry dostaly mezi čtyři nejvyšší v Evropě. V roce 2015 zadluženost domácností opět vzrostla, objem

poskytovaných úvěrů domácnostem meziročně vzrostl o více než 20 %. Mimo jiné byl pozitivním jevem také další pokles státního dluhu, který dle MFČR v poměru k HDP klesl o 1,8 p.b. na hodnotu 37,2 % HDP.

Domácí ekonomika pokračovala v růstu i v roce 2016. Tento růst byl zapříčiněn hlavně oživením investic a zvětšující se spotřebou domácností, přispěl k němu i zpracovatelský průmysl či zemědělství. Ke zlepšení došlo také na trhu práce, míra zaměstnanosti dosahovala 72,9 %. Jelikož podniky byly v dobré finanční situaci a měly problémy s hledáním nových zaměstnanců, byli nuceni zvyšovat mzdy. Ty se tak zvedly zhruba o 4,2 %, což bylo nejvíce od vypuknutí finanční krize. Kvůli nadále nízkým úrokovým sazbám a rostoucím příjmům rostla i celková zadluženost domácností. Úvěry na bydlení oproti minulému roku vzrostly o 15 %. V roce 2016 došlo opět ke snížení státního dluhu, na čemž měl dle MFČR zásluhu hlavně přebytek státního rozpočtu. Ten byl ve výši 61,8 miliard korun a byl vykázán poprvé od roku 1995.

I v roce 2017 a 2018 pokračoval růst ekonomiky. Zatímco v roce 2017 byl meziroční růst 4,6 % a údajně byl nad svým potenciálem, v roce 2018 zpomalil ekonomický růst na 3 %, i tak však zůstal nad průměrem EU. Začal se však pomalu přehřívat trh práce. Jelikož bylo stále více volných pracovních míst než pracovních sil hledajících novou práci, stále docházelo k rychlejšímu tlaku na růst mezd. Velmi nízkých hodnot dosáhla nezaměstnanost, v roce 2017 pouze 3,5 %, díky čemuž se opět pozitivně vyvíjely i příjmy domácností. Opět se začaly tedy zvedat i objemy poskytnutých hypotečních úvěrů. Naopak negativně se vyvíjela inflace, která dosáhla nejvyšší míry za posledních pět let. V roce 2017 se zrychlilo její meziroční tempo růstu z 0,7 % (v roce 2016) na 2,5 %, což zapříčinily především ceny potravin, které rostly v důsledku prudkého zvýšení cen zemědělských výrobců. V roce 2018 však klesla o 0,4 p.b. na hodnotu 2,1 %. V dubnu roku 2017 ČNB ukončila jednostranný kurzový závazek a vrátila se zpět k řízenému plovoucímu kurzu. Státní rozpočet byl v roce 2017 deficitní, dle MFČR klesl oproti minulému roku o 67,9 miliard korun. V roce 2018 se však zvýšily příjmy státního rozpočtu a rok 2018 skončil přebytkem ve výši 2,9 miliard korun.

## **2.2 Makroprudenční politika**

Makroprudenční politika, též označovaná jako makroobezřetnostní či obezřetnostní politika je pojem, který se začal aktivně využívat ve 20. století, počátek má však dříve. ČNB vytváří tuto politiku jako prevenci předcházení možným rizikům, za účelem udržení finanční stability a odolnosti finančního systému.

Mezi průběžné cíle makroprudenční politiky patří dle ČNB omezování nadměrného růstu úvěrů, snižování enormního nesouladu splatností a nedostatku likvidity, eliminování přímých a nepřímých expozic či umírnění rizik spojených s morálním hazardem a posílení odolnosti finanční infrastruktury.

Mimo to existuje i mikroobezřetnostní politika, která je orientována opět na finanční stabilitu a odolnost, avšak jednotlivě u každé finanční instituce. Různé předpisy a pravidla obezřetného chování jsou striktně kontrolovány prostřednictvím licenční a sankční správy, odbory dohledu nad finančním trhem či samostatným odborem dohledu.

### **2.2.1 Nástroje makroprudenční politiky**

V praxi představuje makroprudenční politika soubor nástrojů, jejichž cílem je posílit odolnost finančního systému pomocí omezování vzniku rizik vytvářených finančními institucemi. Nejvíce užívanými nástroji v ČR jsou:

- proticyklická kapitálová rezerva,
- kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika,
- bezpečnostní kapitálová rezerva,
- doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí,
- seznam jiných systémově významných institucí a
- vzájemné uznávání makroprudenčních opatření. (ČNB, 2019)

#### **Proticyklická kapitálová rezerva**

Úlohou proticyklické kapitálové rezervy je posilovat odolnost finančního systému od rizik bankovního sektoru. Jedná se hlavně o rizika výkyvů v úvěrových objemech, které způsobují, že ekonomické aktivity výrazněji cyklicky kolísají. Jestliže dochází k cyklickému růstu, měl by příslušný orgán zajistit, prostřednictvím vytvoření rezerv, nahromadění kapitálu v bankovním sektoru. V opačném případě, tedy jestliže dochází k cyklickému poklesu, by měly být tyto rezervy využity ke krytí zráta. Mimo to může tato rezerva pomoci také ke zmírnění rychlého růstu úvěrů.

Sazba rezervy je stanovována ČNB čtvrtletně. Současně uplatňovaná sazba je 1,25 %. Sazba, která bude uplatňovaná od 1. 7. 2019 je stanovena na 1,5 %. A od 1. 1. 2020 bude uplatňovaná sazba ve výši 1,75 %.

## **Kapitálové rezerva ke krytí systémového rizika**

Úkolem této rezervy je eliminovat systémové riziko, které vyplývá z destabilizace bank. Ta by mohla ohrozit víru v efektivní poskytování služeb bankami, které by mohlo ohrozit finanční systém i celou ekonomiku. Které banky budou tuto rezervu vytvářet a v jaké výši stanovuje ČNB dle významnosti bank, konkrétně se posuzuje velikost a složitost banky, její nenahraditelnost a provázanost s ostatními finančními institucemi.

Od 1. 1. 2017 byla tato rezerva dle ČNB určena pro pět systémově nejvýznamnějších bank, kterými jsou:

- Česká spořitelna, a.s.,
- Československá obchodní banka, a.s.,
- Komerční banka, a.s.,
- Unicredit Bank Czech Republic and Slovakia, a.s. a
- Raiffeisenbank, a.s.,

a to ve výši 3 % pro Českou spořitelnu, Československou obchodní banku a Komerční banku, ve výši 2 % pro Unicredit Bank a ve výši 1 % pro Raiffeisenbank. V roce 2018 se udála další revize, avšak beze změny. Alespoň jednou za dva roky bude ČNB prověřovat důvody pro stanovení rezervy.

## **Bezpečnostní kapitálová rezerva**

Jedním z nových prostředků makroprudenční politiky je tato kapitálová rezerva, používaná k uchování kapitálu. Dle ČNB je současně stanovena na 2,5 % celkového objemu rizikové expozice, která je tvořena nejkvalitnějším kapitálem banky Tier 1<sup>3</sup>.

Tvorba této rezervy je dána zákonem č. 21/1992 Sb. o bankách a je povinná pro všechny banky. Její plnění je vyžadováno od roku 2014 v plné výši 2,5 %, což je sazba, která se nebude měnit v čase.

---

<sup>3</sup> Jedná se o část kapitálu banky tvořeného součtem splaceného základního kapitálu zapsaného v obchodním rejstříku, splaceného emisního ážia, povinných rezervních fondů, ostatních rezervních fondů ze zisku, nerozděleného zisku z předchozích období po zdanění, zisku ve schvalovacím řízení sníženého o předpokládané dividendy, zisku běžného období sníženého o předpokládané dividendy a o odečitatelné položky.

## **Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí**

ČNB v souvislosti s prováděním dohledu na finančním trhu vyhlašuje na doporučení Evropské rady pro systémová rizika Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí. Cílem tohoto nástroje je omezit přílišný růst finanční páky a úvěrů.

Tato doporučení představují navrhované limity pro určité nástroje makroprudenční politiky. Limity platí hlavně pro ukazatel LTV, který poměřuje výši úvěru a hodnotu jeho zajištění a pro ukazatel DTI, který udává výši dluhu v poměru s dluhovou službou k příjmům žadatele.

Současně platná je dle Úředního sdělení České národní banky doporučená výše ukazatele LTV nanejvýš 90 %. Dále se poskytovatelům doporučuje, aby nepřesáhl 15 % objemu těchto úvěrů za dané čtvrtletí.

### **Seznam jiných systémově významných institucí**

Dle zákona č.21/1992 Sb. o bankách je ČNB rovněž povinna sestavovat seznam jiných systémově významných institucí, který musí být minimálně jednou do roka aktualizován. Přezkoumávání tohoto seznamu vychází především z pokynů Evropského orgánu pro bankovníctví (EBA).

Pro rok 2019 byly na základě pravidelné aktualizace z roku 2017 ČNB stanoveny jako systémově významné instituce při prahové hodnotě 4,25:

- Československá obchodní banka,
- Česká spořitelna,
- Komerční banka,
- Unicredit Bank Czech Republic and Slovakia,
- PPF FH B.V. (povinná osoba regulovaného konsolidačního celku PPF banka),
- Raiffeisenbank a
- Jakabovič & Tkáč (povinná osoba regulovaného konsolidačního celku J&T banka).

J&T banka sice nedosáhla prahové hodnoty, ale byla zvolená díky vysokému skóre 3,4 % jako systémově významná instituce. Dle ČNB není nutné, aby nyní stanovovala bankám

kapitálový požadavek, banky jsou však povinny udržovat již dříve zmíněnou kapitálovou rezervu ke krytí systémového rizika.

### **Vzájemné uznávání makroprudenčních opatření**

Jelikož na českém finančním trhu působí i zahraniční subjekty v podobě poboček, je třeba aby všechna opatření makroprudenční politiky v EU byla závazná i pro ně a nevytvářely se tak nerovné podmínky. Za tímto cílem byl vytvořen institut reciprocity, jehož úkolem je zaručit maximální účinnost a konzistenci ve všech členských zemích.

Mimo to existuje i dobrovolná reciprocita, u které dle ČNB požádá nadnárodní makroprudenční orgán Evropskou radu o systémová rizika, aby bylo použito dané opatření i v ostatních členských zemích. V případě, že je žádost ze strany ESRB oprávněná, vydá doporučení a členské státy ho tak musí přijmout či doložit důvod, proč ho odmítny.

### **2.2.2 Zátěžové testy**

Zátěžové testy jsou ČNB používány k testování toho, jak jsou jednotlivé finanční instituce, ale i celý finanční systém odolné. K testování ČNB využívá makrozátěžové a mikrozátěžové testy. Makrozátěžové testy zjišťují, jak je odolný bankovní sektor a sektor penzijních společností jako celku, zatímco mikrozátěžové testy zjišťují odolnost pro jednotlivé banky a pojišťovny. Testy se provádějí nejčastěji ročně či pololetně a zveřejňují se na webových stránkách ČNB ve Zprávě o finanční stabilitě.

Tyto zátěžové testy jsou prováděny v několika oblastech, kterými jsou:

- bankovní sektor,
- pojišťovací sektor a sektor penzijních společností,
- sektor veřejných financí a
- domácnosti.

V případě bankovního sektoru se užívají makrozátěžové testy solventnosti a likvidity. Testy solventnosti ukazují, jak je bankovní sektor odolný proti tržním a úvěrovým rizikům. U testů likvidity se testuje odolnost proti likvidním šokům, zejména tedy vůči riziku tržní a bilanční likvidity. Mikrozátěžové neboli dohledové zátěžové testy se pak používají k posouzení odolnosti za jednotlivé banky, kdy se testují především úvěrová a úroková rizika. (ČNB, 2019)

U pojišťovacího sektoru provádí ČNB mikrozátěžové testy s vybranými českými pojišťovnami jednou do roka. Jednou za dva roky se také provádějí evropské zátěžové testy, které jsou řízené Evropským orgánem pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění a v tomto roce ČNB není povinna uskutečňovat své zátěžové testy pro pojišťovací sektor. V oblasti penzijních společností provádí ČNB makrozátěžové testy každým rokem. (ČNB, 2019)

Dále jsou ČNB prováděny zátěžové testy v oblasti veřejných financí. ČNB informuje, které expozice úvěrových institucí určila jako systémově významné a po nich pak může požadovat dodatečný kapitálový požadavek k pokrytí rizika (ČNB, 2019).

Poslední oblastí, kde jsou prováděny zátěžové testy, jsou domácnosti. Testování probíhá jednou do roka a jeho cílem je zjistit, zda jsou úvěrově zatížené domácnosti schopny za nepříznivého vývoje ekonomiky dostát svým závazkům. Testy jsou tak zaměřeny především na riziko finančního sektoru (ČNB, 2019).

### **2.2.3 Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti bank**

Kapitálová přiměřenost představuje vybavenost banky vlastními zdroji ve vztahu k rizikové struktuře aktiv. Jedná se o ukazatel zahrnující všechny bankovní aktivity a možné ztráty plynoucí ze znehodnocení aktiv. Jeho hodnota je dle ČNB minimálně 8 %. (ČNB, 2019)

V 90. letech 20. století často docházelo k selhání bank, které souviselo hlavně se špatnými investicemi, ekonomickým cyklem a nízkým kapitálem, který by nepokryl případné ztráty či nedostatečnou regulaci bankovního sektoru. V souvislosti s tím tak vznikl koncept kapitálové přiměřenosti, jehož myšlenka byla připravena Basilejskou komisí pro bankovní dohled (BCBS). Tato komise byla založena roku 1974 a tvoří ji guvernéři centrálních bank členských zemí.

Basilejské dohody zahrnují obecné zásady bankovní regulace, prošly však dlouhým vývojem a jelikož byly zjištěny různé nedostatky, jejich struktura byla několikrát pozměněna.

#### **Basel I**

První Basilejská dohoda byla Basilejskou komisí pro bankovní dohled vytvořena roku 1988 a byla označována jako Basel či Basel I. V Basel I se akceptovatelný kapitál dělil do dvou skupin na Tier 1 (tvořený základním kapitálem, povinným rezervním fondem, splaceným emisním ážiem, ostatními rezervními fondy ze zisku a nerozděleným ziskem minulých let) a

Tier 2 kapitál (tvořený rezervami, ostatními kapitálovými fondy a podřízeným dluhem s dobou splatnosti delší než pět let), riziková aktiva byla roztržena do 5 rizikových skupin, kde každá skupina měla přidělenou, dle míry rizikovosti, váhu. Byla stanovena povinná minimální výše kapitálové přiměřenosti na 8 %, kterou musely dodržovat všechny banky. Navýšení kapitálu v bankách k pokrytí případných ztrát a zajištění rovných podmínek v bankovníctví se tak splnilo, ovšem Basel I měl i své nedostatky.

Krom toho, že Basel I nereagoval na nové trendy v bankovníctví, byla problémem nízká motivace bank i sofistikovanost. Problémem Basel I bylo i to, že bral v úvahu pouze riziko úvěrové, ukázalo se však, že pro banku mohou mít stejný i větší dopad ostatní rizika, především riziko operační. Jako reakce na tyto nedostatky byl pozměněn původní koncept a byl rozšířen o další rizika.

## **Basel II**

Kvůli nedostatkům byla Basel I nahrazena Novou basilejskou dohodou o kapitálové přiměřenosti (NBCA nebo Basel II) postavenou na třech pilířích:

- 1. pilíř: kapitálové požadavky,
- 2. pilíř: proces dohledu,
- 3. pilíř: tržní disciplína,

které se vzájemně doplňují a podporují. V případě, že by se tak naskytl problém v některém z pilířů, došlo by k narušení rovnováhy celého konceptu.

Od původního Basel I se Basel II liší v stanovení kapitálové požadavku. Ten se pro Basel II počítá jak pro úvěrové, tak i pro tržní a operační riziko a jeho minimální výše zůstala na původních 8 %. Liší se také kapitál vstupující do výpočtu kapitálové přiměřenosti, který byl rozšířen o kapitál Tier 3 zahrnující podřízený dluh s dobou splatnosti delší než dva roky. Cílem druhého pilíře je vykonávat dohled a kontrolovat, zda vypočtená výše regulačního kapitálu odpovídá skutečně podstupovanému riziku banky. Mimo to regulátor kontroluje, jak kvalitní jsou vnitřní kontrolní systémy, jak funkční jsou interní a externí audity apod. Třetí pilíř ukládá bankám povinnost chovat se transparentně a zveřejňovat informace o postupovaných rizicích bankou. Tohle opatření bylo zavedeno Basilejskou komisí pro bankovní dohled vytvořeno záměrně, jelikož banky se pak snaží být před veřejností méně rizikové, lépe k riziku přistupují a drží si dostatečný kapitál.



I nový koncept měl však svoje nedostatky, v Basel II de totíž modely mají tendenci chovat procyklicky. Zatímco v době ekonomického růstu je podstupované riziko podceňováno, naopak v době recese je přeceňováno, a tak vznikla třetí Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti.

### **Basel III**

Nejnovější koncept kapitálové přiměřenosti, platný v České republice od roku 2013, zahrnuje několik změn oproti Basel II, mezi které patří:

- kvantitativní a kvalitativní požadavky na kapitál bank,
- snížení významu extérního ratingu,
- posílení řízení likvidity a
- nový ukazatel tzv. pákového poměru - leverage ratio.

Nejdůležitější změnou je zvýšení kapitálové přiměřenosti. Se zavedením Basel III nově vzniká i konzervační a proticyklický kapitálový polštář. Výše konzervačního kapitálového polštáře je 2,5 % a hodnota proticyklického se dle situace na trhu pohybuje v rozmezí od 0 % do 2,5 %. Z kvantitativního hlediska je požadavek na kapitálovou přiměřenost navýšený z 8 % na 10,5 %, což je navýšení o konzervační polštář. Dále může ještě vzrůst o proticyklickou rezervu, kterou si každý orgán na národní úrovni volí sám, může tedy dosahovat maximálně 13 %. Z kvalitativního hlediska je zjednodušena struktura kapitálu banky a zrušen kapitál Tier 3, současně je větší váha přisuzována kapitálu Tier 1 oproti Tier 2.

Druhá změna spočívá ve snížení významu externího ratingu. Do budoucna by tak banky měly spoléhat více na interní rating při hodnocení rizikovosti aktiva.

Třetí změna je zaměřena na posílení řízení likvidity. V důsledku toho vznikly dva nové ukazatele – LCR a NSFR. Ukazatel krátkodobé likvidity (LCR) udává, zda je banka schopna pokrýt odliv likvidity po dobu 30 dnů, jestliže po tuto dobu žádnou likviditu neobdrží. Ukazatel poměru čistého stabilního financování (NSFR) sleduje, zda dlouhodobé úvěry jsou financovány z dlouhodobých zdrojů, a naopak krátkodobé úvěry z krátkodobých zdrojů.

Poslední změnou je ukazatel tzv. pákového poměru (leverage ratio), který by měl omezit, aby banky ve velkém množství využívaly cizích zdrojů.

### **3 Popis metodiky vybraných ekonometrických modelů**

Tato kapitola je zaměřena na teoretickou část a význam ekonometrické analýzy. Pojem ekonometrie lze charakterizovat jako vědní disciplínu, která při měření vzájemných vztahů mezi proměnnými využívá poznatků z několika oborů jako je matematika, statistika a informatika. Jejím cílem je ověřovat ekonomické teorie nástroji kvalitativní a kvantitativní analýzy.

Ke zpracování této části diplomové práce byly čerpány informace především z odborných publikací Cipra (2013), Hančlová (2012), Hušek (2007).

Dle Hančlové (2012) lze postup ekonometrického modelování rozdělit do pěti základních etap:

1. formulace modelu,
2. sběr a analýza dat,
3. odhady parametrů modelu,
4. verifikace modelu a
5. využití odhadnutého modelu.

Následující část práce tedy nejprve zahrnuje charakteristiku jednotlivých částí formulace modelu – ekonomické, matematické a ekonometrické. Následně jsou popsány data, analýza extrémních a odlehlých hodnot, dekompozice dat a transformace časových řad. Dále je blíže popsán odhad parametrů modelu. V tomto kroku je objasněn postup korelační analýzy, odhadu lineárního regresního modelu a výpočtu koeficientu determinace. V předposledním kroku je popsán postup statické, ekonomické i ekonometrické verifikace. V závěru kapitoly je charakterizována možná predikce modelu na další období.

#### **3.1 Formulace modelu**

Prvním krokem ekonometrické analýzy je formulace modelu. Model je formulován nejprve ekonomicky, poté matematicky a ekonometricky. Jednotlivé rozdíly mezi nimi jsou popsány v následujících podkapitolách.

##### **3.1.1 Ekonomická formulace modelu**

Pro ekonomickou formulaci modelu je zapotřebí si nejprve stanovit předmět zkoumání a následně charakterizovat ekonomické veličiny. Dále jsou popsány jednotlivé vztahy mezi

zkoumanými proměnnými a je určeno, zda jsou tyto vztahy pozitivní či negativní, tedy zda s růstem vysvětlované proměnné roste i proměnná vysvětlující (pozitivní vztah) či dochází k jejímu poklesu (negativní vztah). Posledním krokem je formulace základní hypotézy, která má podle Huška (2007) následující tvar:

$$y_t = f(x_1, x_2, \dots, x_i), \quad (3.1)$$

kde  $y_t$  je proměnná vysvětlovaná a  $x_i$  jsou proměnné vysvětlující. Model je přesnější s větším počtem těchto vysvětlujících proměnných. Výsledkem této části je ekonomický model zjednodušující zkoumaný problém.

### 3.1.2 Matematická formulace

Z ekonomického modelu vychází model matematický. Jedná se totiž o jeho transformaci do analytické formy funkčního předpisu. V matematickém modelu dochází k vymezení klíčových proměnných a opět se stanovují vztahy mezi nimi. Výsledkem je jednoduchý lineární model, který lze dle Hančlové (2012) zapsat rovnicí:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t, \quad (3.2)$$

kde  $y_t$  představuje vysvětlovanou proměnnou (závislou) v čase  $t$ ,  $x_t$  je proměnnou vysvětlující (nezávislou),  $\beta_1$  je regresní parametr úrovně konstanty a  $\beta_2$  je regresní parametr sklonu.

### 3.1.3 Ekonometrická formulace

Pro ekonometrickou formulaci modelu je třeba do původního matematického modelu přidat náhodnou neboli reziduální složku. Její zahrnutí do modelu je velmi důležité, jelikož představuje chyby, které v modelu vznikají třeba jeho nepřesnou specifikací, nezahrnutím některé významné proměnné či nepřesným měřením vstupních proměnných atd. Přidáním náhodné složky se z modelu deterministického stává model stochastický, který lze zapsat jako:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \varepsilon_t. \quad (3.3)$$

## 3.2 Sběr dat a jejich analýza

Druhým krokem ekonometrické analýzy je sběr dat a jejich analýza. Aby bylo možno dosáhnout stanovených cílů je třeba pracovat s adekvátními daty. Data je dnes možno získat z velkého množství databází a informačních zdrojů, ne o všech lze ale říci, že jsou spolehlivé a mnoho z nich může obsahovat chyby, které nám mohou způsobit problémy při následné

modelaci. Jako důvěryhodné zdroje lze označit například databázi ČNB - systém časových řad ARAD, Eurostat, Český statistický úřad, databázi Evropské centrální banky apod.

### **3.2.1 Popis dat**

Každou veličinu lze vymezit časově, prostorově i obsahově. Dle Hančlové (2012) může ekonometrická analýza vycházet z modelů, které zahrnují pouze časová data (v tom případě provádíme časovou analýzu) či pouze průřezová data (provádíme průřezovou analýzu) nebo kombinaci časových a průřezových dat (v tomto případě provádíme analýzu panelových dat).

Pro účely této diplomové práce je pracováno s údaji časových řad. Časové řady jsou chronologicky uspořádané posloupnosti dat, které jsou srovnatelné a zpravidla uspořádané v datovém souboru. Mají předem stanovený určitý časový horizont, nejčastěji se jedná o několik let, případně čtvrtletí či měsíců, jdoucích po sobě.

Následující část zahrnuje popis analýzy extrémních a odlehlých hodnot, dekompozice časových řad a možných způsobů transformace časových řad.

### **3.2.2 Analýza odlehlých a extrémních hodnot**

Analýzu odlehlých a extrémních hodnot lze provést pomocí boxplotu (též krabicový diagram nebo krabička s vousy). Ten představuje grafické znázornění časové řady, které se skládá z několika částí. Tělo neboli střední „krabicová“ část je zdola označena 1. kvantilem a shora 3. kvantilem, mezi nimi je vždy vyznačena tlustá čára, která představuje medián. Medián představuje hodnotu 2. kvantilu a uspořádaná data rozděluje na dvě stejně velké části. Z této střední části mohou kolmo nahoru či dolů vycházet tzv. vousy, značící variabilitu dat nad třetím a pod prvním kvantilem. Délka vousů by měla být menší či rovna 1,5násobku těla krabičky a jejich konce označují maximální a minimální hodnoty datového souboru. Zbytek dat nezahrnutých do vousů, jsou značeny buď pomocí kroužku či hvězdičky. Kroužek představuje odlehlé hodnoty, které přesahují 1,5násobek těla krabičky nad horním či pod dolním kvantilem. Hvězdičkou jsou označeny hodnoty extrémní, což jsou ty, které přesahují trojnásobek těla krabičky.

Zatímco extrémní hodnoty je třeba většinou z modelu odstranit, u odlehlých hodnot to není nutností v případě, že tyto hodnoty nějak výrazně nezkreslují odhad.

### 3.2.3 Dekompozice časových řad

Dekompozice časových řad se provádí za předpokladu, že časová řada má sezónní trend. Analýza časových řad vychází z předpokladu, že každou časovou řadu lze rozdělit na čtyři složky. Těmi jsou trendová, sezónní, cyklická a reziduální složka. Tento rozklad se provádí za účelem snadnějšího odhadu pravidelného chování časové řady.

Trend může být klesající či rostoucí, může existovat i časová řada bez trendu. Může také docházet k jeho změnám v průběhu času. Trend představuje ve vývoji časových řad dlouhodobé tendence. Jako příklad trendu lze uvést dlouhodobý ekonomický růst/pokles.

Pravidelně se opakující odchylku od trendové složky znázorňuje sezónní složka. Jedná se o periodické změny v průběhu roku, které se opakují každý rok a kde perioda opakování je vždy menší než délka sledovaného období. Sezónní složka je způsobena např. střídáním ročních období či různou délkou měsíců.

Cyklická složka znamená kolísání hodnot okolo dlouhodobého rovnovážného trendu, při kterém dochází ke střídání fází růstu a poklesu. V průběhu času se může měnit intenzita těchto fází i délka cyklu. Co vede ke vzniku této složky většinou lze jen těžko určit, může se však jednat o vývoj hrubého domácího produktu, střídání fází ekonomického cyklu v tržních podmínkách apod. V krátkém období bývá někdy zahrnuta do trendu.

Trendová, sezónní a cyklická složka jsou složky deterministické, pro účely dekompozičních metod se jedná o složky systematické. Naopak náhodná složka nemá systematický charakter, jedná se o stochastickou složkou časových řad. Náhodná složka zahrnuje chyby měření a zaokrouhlování při výpočtech a předpokládá se, že je tvořena tzv. bílým šumem, tedy že je tvořena hodnotami nezávislých náhodných veličin s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem.

Při rozkladu časové řady lze použít tři typy dekompozice časové řady, a to buď aditivní, multiplikativní či smíšené.

Aditivní typ dekompozice lze použít za podmínky, že variabilita hodnot je přibližně konstantní v čase. Vychází z předpokladu, že výsledná časová řada je součtem jednotlivých komponent. Jednotlivé složky jsou měřeny v jednotkách řady  $y_t$  a jsou brány ve svých skutečných absolutních hodnotách. Aditivní typ dekompozice má následující tvar:

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (3.4)$$

kde  $y_t$  je původní časová řada,  $T_t$  je trendová složka v čase  $t$ ,  $S_t$  je sezónní složka,  $C_t$  je cyklická složka a  $\varepsilon_t$  je náhodná složka.

Druhým možným typem dekompozice časové řady je multiplikativní rozklad časové řady. Ten se od předchozího liší tím, že vychází z předpokladu, že časová řada je součinem jednotlivých složek. Lze ho použít v případě, že se variabilita hodnot mění v čase nebo roste. Trendová složka je v tomto případě uváděna v jednotkách jako původní časová řada, zatímco složky sezónní, cyklická a náhodné jsou uváděny v relativním vyjádření a jsou považovány za bezrozměrné. Multiplikativní typ dekompozice má tvar:

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot \varepsilon_t. \quad (3.5)$$

Posledním možným typem dekompozice je typ smíšený, což je kombinace dvou předchozích typů. Smíšený typ dekompozice lze tedy zapsat jako:

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t + \varepsilon_t. \quad (3.6)$$

### 3.2.4 Transformace časových řad

U nestacionárních časových řad se setkáváme s nekonstantním vývojem střední hodnoty a rozptylu, což lze graficky pozorovat jako rostoucí či klesající trend. V těchto situacích se užívá transformace časových řad, jejíž cílem je odstranit trend a danou časovou řadu z hlediska variability stabilizovat. Trend je možné odstranit

- zavedením umělé proměnné,
- transformací dat diferencí,
- transformací dat růstem a
- logaritmickou transformací.

Umělá proměnná se do modelu zavádí v případě, že je potřeba do zkoumaného modelu zahrnout nějaký zlomový okamžik, jako je např. vývoj před či po krizi.

Dalším možným odstraněním trendu je transformace dat diferencí. Ten se využívá za předpokladu, že časová řada vykazuje lineární trend. Dle Cipry (2013) lze zapsat transformaci ve tvaru první difference jako:

$$dif\_y_t = \Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \quad (3.7)$$

kde  $dif\_y_t$  je první difference sledované proměnné v čase  $t$ ,  $y_t$  je proměnná sledovaná a  $y_{t-1}$  je proměnná zpožděná o jedno období.

Zatímco u transformace dat diferencí je využívána absolutní změna proměnné, u transformace dat růstem se využívá relativní změna. Tu lze pomocí vzorce zapsat následovně:

$$growth_{y_t} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}, \quad (3.8)$$

kde  $growth_{y_t}$  je růst sledované proměnné v čase  $t$ .

K odstranění trendu lze využít i logaritmickou transformaci. Tu lze však použít jen u proměnných s kladnými hodnotami. Proměnná se v tomto případě transformuje dle vzorce:

$$y_t \rightarrow \ln y_t, \quad (3.9)$$

kde  $\ln y_t$  je logaritmus sledované proměnné v čase  $t$ .

### 3.3 Odhady parametrů modelu

Další fází ekonometrické analýzy jsou odhady parametrů modelu. Dle Hančlové (2012) se výběr vhodné a dostupné metody odhadování parametrů provádí podle charakteru ekonometrického modelu, vlastností časových řad, složitosti modelovaného systému, dostupnosti technického a softwarového vybavení, časové a nákladové náročnosti a zkušeností výzkumného pracovníka.

V této podkapitole je popsána podstata korelační analýzy, odhadu lineárního regresního modelu a v závěru je také blíže popsán koeficient determinace.

#### 3.3.1 Korelační analýza

Podstatou korelační analýzy je určit sílu lineární závislosti mezi proměnnými. Dvě proměnné pak můžeme označit jako korelované, jestliže se hodnoty jedné proměnné vyskytují s hodnotami druhé proměnné. Jestliže je však mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými silná míra korelace je vhodné jednu proměnnou odstranit, aby tak nedošlo k ovlivnění výsledků modelu. Vyšší míra korelace je vyžadována pouze mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou.

Síla lineární závislosti mezi proměnnými se měří nejčastěji podle Pearsonova korelačního koeficientu  $r$ , který může nabývat hodnot z intervalu  $\langle -1; 1 \rangle$ . V případě že je koeficient korelace záporné číslo, v modelu se vyskytuje nepřímá závislost, což znamená, že s růstem hodnoty jedné proměnné klesá hodnota druhé proměnné. Naopak v případě kladného koeficientu korelace se jedná o závislost přímou, při které růst hodnoty jedné proměnné vyvolá

růst také druhé proměnné. Nulová hodnota koeficientu představuje nezávislost mezi proměnnými. Korelační koeficient lze vypočítat pomocí vzorce:

$$r_{x,y} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}. \quad (3.10)$$

### 3.3.2 Odhad lineárního regresního modelu

Nejdůležitějším nástrojem ekonometrické analýzy je regresní analýza. Ta kvantifikuje neznámé parametry jednoduchého ekonometrického modelu. Cipra (2013) uvádí, že jejím hlavním úkolem je vysvětlit změny hodnot jedné proměnné změnami hodnot jiných proměnných.

V jednoduchém lineárním regresním modelu se vysvětlovaná proměnná v čase  $t$  (též proměnná závislá, regresand či efekt) značí  $y_t$  a vysvětlující proměnné (neboli proměnné nezávislé, regresory či příčiny) značí  $x_1, x_2, \dots, x_k$ . Dle Cipry (2013) lze lineární regresní model zapsat následovně:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t2} + \beta_3 \cdot x_{t3} + \dots + \beta_k \cdot x_{tk} + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

kde  $y_t$  je vysvětlovaná proměnná v čase  $t$ ,  $x_{ti}$  jsou vysvětlující proměnné,  $\beta_{ti}$  jsou neznámé parametry modelu a  $\varepsilon_t$  je reziduální složka modelu. Dle Cipry (2013) se však  $x_1$  často do modelu ani nezapisuje, její hodnota je stále rovná jedné a jejím úkolem je modelovat za využití parametru  $\beta_1$  tzv. absolutní člen. Ostatní parametry  $\beta_2, \dots, \beta_k$  vyjadřují, že v případě zvýšení vysvětlující proměnné  $x_i$  o jednotku, ceteris paribus, dojde ke zvýšení vysvětlované proměnné o  $\beta_i$ .

K odhadu parametrů lineárního regresního modelu lze dle Cipry (2013) použít

- metodu nejmenších čtverců,
- metodu maximální věrohodnosti a
- zobecněnou metodu momentů.

Pro účely této diplomové práce byla použita metoda nejmenších čtverců. Cílem této metody je najít odhady parametrů  $\beta$ , a to tak, že se minimalizuje součet čtverců vzhledem k těmto parametrům, což lze dle Cipry (2013) zapsat následovně:



$$S = \sum_{t=1}^T (y_t - (\beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t2} + \beta_3 \cdot x_{t3} + \dots + \beta_k \cdot x_{tk}))^2. \quad (3.12)$$

K použití této metody však musí model splňovat několik předpokladů. Těmi dle Cipry (2013) a Hančlové (2012) jsou

- střední hodnota reziduální složky je nulová,
- rozptyl reziduální složky je konstantní a konečný (homoskedasticita),
- reziduální složky jsou navzájem nekorelované (neexistuje autokorelace),
- regresní model je správně specifikován,
- regresní parametry jsou nekorelované s náhodnou složkou,
- regresní parametry jsou náhodné,
- mezi proměnnými  $x_i$  neexistuje dokonalý lineární vztah (neexistuje multikolinearita),
- reziduální složka má normální rozdělení pravděpodobnosti.

### 3.3.3 Koeficient determinace modelu

Koeficient determinace odpovídá na otázku, jaká část celkové variability výsledné proměnné lze vysvětlit pomocí regresního modelu. Jeho hodnota se pohybuje v rozmezí od 0 do 1, kde vypovídací schopnost modelu roste s hodnotou tohoto koeficientu.

Cipra (2013) uvádí, že výpočet koeficientu zahrnuje několik kroků. Nejprve je třeba vypočítat úplný součet čtverců (TSS), pro který lze použít rovnici:

$$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2, \quad (3.13)$$

který udává součet čtverců rozdílů závislé proměnné  $y_t$  od průměrné hodnoty  $\bar{y}$ . TSS je dán součtem ESS a RSS. ESS představuje vysvětlený součet čtverců a RSS je reziduální součet čtverců. Následující dva kroky tedy zahrnují výpočty těchto dvou dílčích částí.

Výpočet RSS lze zapsat následovně:

$$RSS = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2. \quad (3.14)$$

RSS je užíván jako minimalizační kritérium v metodě nejmenších čtverců. Představuje reziduální součet čtverců závislé proměnné  $y_t$  od odhadnuté hodnoty  $\hat{y}_t$ .

Druhou dílčí částí je ESS, který vyjadřuje součet čtverců rozdílů odhadnuté hodnoty  $\hat{y}_t$  od průměrné hodnoty  $\bar{y}$ , což lze zapsat následovně:

$$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2. \quad (3.15)$$

Posledním krokem je samostatný výpočet koeficientu determinace, který udává podíl vysvětleného součtu čtverců na celkovém součtu čtverců. Jeho výpočet je dán vztahem:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}. \quad (3.16)$$

### 3.4 Verifikace modelu

Předposlední fází ekonometrického modelování je verifikace modelu. Dle Hančlové (2012) v případě zjištění poruch a nedostatků se v rámci zpětné vazby vracíme do předcházejících fází modelování a provádíme korekce. Následující část zahrnuje popis statické, ekonometrické a následně ekonomické verifikace modelu.

#### 3.4.1 Statistická verifikace

Pomocí statistické verifikace je ověřováno, zda jsou jednotlivé odhadnuté parametry či celý ekonometrický model statisticky reálné. Za použití Studentova t-testu a F-testu je prováděno testování statistické významnosti na stanovené hladině významnosti  $\alpha$ . Zatímco t-test slouží k ověření statistické významnosti odhadnutých parametrů, F-test je využíván k ověření statistické významnosti celého modelu. Hančlová (2012) tvrdí, že základní principy testování hypotéz lze shrnout do tří fází, a to formulace nulové a alternativní hypotézy ( $H_0$  a  $H_A$ ), výpočet testovací statistiky a rozhodovací pravidlo, zda bude nulová hypotéza na dané hladině významnosti přijata/zamítnuta.

#### Studentův t-test

Jako statistickou hypotézu lze chápat předpoklad o rozdělení náhodných veličin. Pomocí statistických testů se ověřuje platnost nulové hypotézy  $H_0$  a na základě nich je daná nulová hypotéza přijata či zamítnuta. Zbývající tvrzení, které není součástí nulové hypotézy, zahrnuje alternativní hypotéza  $H_A$ . Dle Hančlové (2012) lze formulaci nulové a alternativní hypotézy zapsat jako:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= 0, \\ H_A : \beta_i &\neq 0, \end{aligned} \quad (3.17)$$

kde v případě nulové hypotézy je regresní parametr statisticky nevýznamný a nezávislá proměnná k vysvětlení změn variability závislé proměnné nepřispívá. V případě alternativní hypotézy je regresní parametr statisticky významný, je různý od nuly, z čehož vyplývá, že odpovídající nezávislá proměnná přispívá k vysvětlení změn variability proměnné závislé.

Dále je třeba vypočíst testovací statistiku. Jedná se o náhodnou veličinu, která má vztah k nulové hypotéze. Pro testovací statistiku  $t$  lze za předpokladu normálního rozdělení náhodné složky použít rovnici:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \approx t_{df}, \quad (3.18)$$

kde  $t_{vyp}$  je vypočtená testovací statistika,  $\hat{\beta}_i$  je odhadnutá hodnota parametru,  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$  je odhad směrodatné odchylky,  $t_{df}$  je Studentovo rozdělení pravděpodobnosti pro  $n$  počet pozorování a počet parametrů  $k$ . Vypočtená testovací statistika má Studentovo rozdělení s  $df$  stupni volnosti, který je dán rozdílem počtu pozorování a počtu regresních parametrů v regresním modelu ( $df = n - k$ ).

Dalším krokem je stanovení rozhodovacího pravidla o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy. Pro tento krok je důležitým faktorem také stanovení hladiny významnosti  $\alpha$  vyjadřující pravděpodobnost špatného zamítnutí parametru  $H_0$ . Platí, že test je statisticky významnější, čím je menší hladina významnosti. Nejčastěji jsou statistické testy prováděny na 1 %, 5 % či 10 % hladině významnosti. Doplněk hladiny významnosti je stupeň spolehlivosti  $1 - \alpha$ . Dle Hančlové se lze rozhodovat při přijetí či zamítnutí hypotézy podle kritického oboru, intervalu spolehlivosti nebo p-hodnoty.

V případě, že je použit kritický obor jako rozhodovací pravidlo je porovnávána vypočtená testovací statistika  $t_{vyp}$  s kritickou hodnotou statistiky  $t_{krit}$ . Kritickou hodnotu lze stanovit buď pomocí zvolené hladiny významnosti  $\alpha$  a stupně volnosti  $df$  v tabulce kritických hodnot, případně pomocí programu MS Excel a funkce  $TINV(\alpha; df)$ . Dle Hančlové (2012) je při rozhodování pomocí kritického oboru použit vztah:

$$|t_{vyp}| > t_{1-\alpha/2, df}. \quad (3.19)$$

Pokud je tento vztah platný, pak na hladině významnosti  $\alpha$  zamítáme  $H_0$  a regresní parametr  $\beta_i$  je statisticky významný.

Dále je možné využít jako rozhodovací pravidlo interval spolehlivosti. Intervalem spolehlivosti neboli konfidenčním intervalem se dle Huška (2007) rozumí nalezení mezí, ve kterých se skutečná hodnota parametru s určitým stupněm spolehlivosti (neboli s požadovanou pravděpodobností) bude při opakovaných výběrech nacházet. Rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$  tedy vychází z toho, zda hodnota parametru leží v konfidenčním intervalu či ne. Dle Hančlové (2012) lze interval spolehlivosti odhadu  $\beta_i$  zapsat pomocí vztahu:

$$\hat{\beta}_i - t_{1-\frac{\alpha}{2}, df} \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} \leq \beta_i \leq \hat{\beta}_i + t_{1-\frac{\alpha}{2}, df} \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}, \quad (3.20)$$

kde v případě, že bude nulová hodnota  $\beta_i$  vně intervalu spolehlivosti zamítáme  $H_0$  a regresní parametr  $\hat{\beta}_i$  je tedy statisticky významný s  $(1 - \alpha)\%$  pravděpodobností.

Třetím a posledním rozhodovacím pravidlem může být p-hodnota. Jedná se o nejčastější způsob rozhodovacího pravidla, kde p-hodnota představuje horní hranici hladiny významnosti, při které je ještě možné nulovou hypotézu  $H_0$  nezamítnout. Hančlová (2012) uvádí, že výpočet p-hodnoty neboli hladiny významnosti  $\alpha_{vyp}$ , která odpovídá vypočtené statistice  $t_{vyp}$ , je porovnávána se zvolenou hladinou významnosti  $\alpha_{zvol}$  dle vztahu:

$$p - \text{hodnota} = \alpha_{vyp} < \alpha_{zvol}. \quad (3.21)$$

Za platnosti této podmínky zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a přijímáme alternativní hypotézu  $H_A$ .

## F-test

F-test je využíván k testování statistické významnosti modelu jako celku. Opět je třeba si nejprve stanovit nulovou a alternativní hypotézu, což lze dle Hančlové (2012) zapsat vztahem:

$$\begin{aligned} H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0, \\ H_A: \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \dots \vee \beta_k \neq 0, \end{aligned} \quad (3.22)$$

kde za platnosti nulové hypotézy  $H_0$  jsou všechny regresní parametry  $\beta_i$  rovny nule, variabilita závislé proměnné je vysvětlena pouze náhodnou složkou a daný regresní model je statisticky nevýznamný. Naopak za platnosti alternativní hypotézy  $H_A$  je alespoň jeden regresní parametr  $\beta_i$  nenulový a model je statisticky významný.

Dále je třeba vypočíst testovací statistiku  $F_{vyp}$ , kterou dle Hančlové (2012) získáme na základě vztahu:

$$F_{vyp} = \frac{ESS/df_1}{RSS/df_2} = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)} \sim F(df_1, df_2), \quad (3.23)$$

který je třeba porovnat s kritickou hodnotou F-statistiky. Tu lze získat buď v tabulce kritických hodnot či pomocí programu MS Excel a funkce  $FINV(\alpha; df_1, df_2)$ .

Při rozhodování o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy vycházíme z pravidla:

$$|F_{vyp}| > |F_{krit}|, \quad (3.24)$$

za jehož platnosti zamítáme  $H_0$  na zvolené hladině významnosti  $\alpha$ , všechny regresní parametry jsou tedy rovny nule a model je statisticky významný.

Rozhodovacím pravidlem může být i p-hodnota neboli vypočtená hladina významnosti  $\alpha_{vyp_F}$ . Tu je možno stanovit opět v MS Excel pomocí funkce  $FDIST(F_{vyp}, df_1, df_2)$ . Vypočtená p-hodnota je poté srovnávána se zvolenou hladinou významnosti  $\alpha_{zvol}$  dle vztahu:

$$p - hondota = \alpha_{vyp_F} < \alpha_{vyp_F}. \quad (3.25)$$

Za platnosti tohoto vztahu zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a model je jako celek statisticky významný.

### 3.4.2 Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace je založená na ověření podmínek, které jsou nutné k aplikaci vybraných ekonometrických metod, testů atd. V případě nesplnění podmínek by mohlo dojít ke zkreslení výsledků. V následující části je popsáno testování autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, které by se v modelu neměly vyskytovat, tudíž i jejich případné odstranění. Na závěr je zde popsáno také testování správné specifikace modelu a normality reziduí.

#### Autokorelace

Hančlová (2012) tvrdí, že autokorelace představuje sériovou závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách.

Jako možné příčiny vzniku autokorelace lze dle Cipry (2013) a Huška (2007) uvést

- nezařazení některých regresorů do systematické části modelu, jejichž časové řady vykazují autokorelovanost a ta se přesune do reziduální složky,
- setrvačnost údajů časových řad ekonomických veličin, tedy ovlivnění hodnot v určitém období hodnotami v předcházejícím období,
- nepřesná či chybná specifikace analytické formy modelu,

- zahrnutí chyb měření závislé proměnné do náhodné složky modelu,
- zahrnutí zprůměrovaných, vyrovnaných, interpolovaných či extrapolovaných dat při odhadu modelu apod.

Mezi důsledky autokorelace dle Hančlové (2012) a Huška (2007) pak patří, že odhady regresních parametrů modelu jsou

- nestranné a konzistentní,
- nemají minimální rozptyl,
- nejsou asymptoticky vydatné a
- odhadnuté rozptyly a standardní chyby jsou vychýlené, nelze se tedy spoléhat na stanovené intervaly spolehlivosti a běžné testovací způsoby, jenž ztrácí svou vypovídací schopnost.

Dle Cipry (2013) je nejjednodušším typem autokorelace modelování reziduální složky za využití autoregresního modelu prvního řádu ( $AR(1)$ ):

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (3.26)$$

kde  $\varepsilon_t$  je náhodná složka,  $\rho$  je regresní parametr, jehož hodnota leží v intervalu  $(-1; 1)$ ,  $\varepsilon_{t-1}$  je náhodná složka zpožděná o jedno období a  $u_t$  je bílý šum, což je dle Cipry (2013) označení často používané pro časovou řadu, která má navzájem nekorelované veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním kladným rozptylem. Důležitou roli hraje v tomto vztahu parametr  $\rho$ . Je-li totiž jeho hodnota kladná, značí pozitivní autokorelovanost, je-li záporný značí negativní autokorelovanost a je-li roven nule značí nekorelovanost.

Zda se autokorelace v modelu nachází lze zjistit pomocí grafických testů a sofistikovaného testu (Durbina-Watsona). Dle Hančlové (2012) mezi grafické testy patří:

- XY bodový graf,
- liniový graf standardizovaných reziduí,
- autokorelační funkce náhodné složky (ACF) a
- parciální autokorelační funkce náhodné složky (PACF).

Prvním grafickým testem je XY bodový graf, díky kterého lze vizuálně znázornit odhad náhodné složky  $\varepsilon_t$ . Následně dle toho, jak jsou data uspořádána lze určit pozitivní nebo negativní autokorelaci, případně neautokorelovanost.

Jako další lze použít liniový graf standardizovaných reziduí. U tohoto grafu musí být splněny dvě podmínky pro rezidua. První podmínkou je jejich náhodný vývoj, tou druhou je, že se jejich hodnoty musí vyskytovat v 95 % konfidenčním intervalu.

Dalším grafickým testem je autokorelační funkce (ACF). Tento grafický test je vhodný nejenom k posouzení autokorelace prvního řádu a jeho hlavní funkcí je modelace závislosti náhodné složky na jejích zpožděných hodnotách. Hančlová (2012) uvádí, že autokorelační graf zobrazuje korelační koeficienty pro lineární závislost  $\varepsilon_t$  na  $\varepsilon_{t-1}$ , přičemž na ose  $y$  jsou zachyceny autokorelační koeficienty a ose  $x$  řád autokorelace.

Posledním grafickým testem je parciální autokorelační funkce (PACF), která zobrazuje závislost parciálního koeficientu, očisťujícího autokorelační koeficienty o vzájemné autokorelace mezi nimi, na řádu autokorelace.

Nejčastěji užívanou metodou k testování autokorelace 1. řádu je Durbin-Watsonův test autokorelace. V rámci tohoto testu jsou stanoveny následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0: \rho &= 0, \\ H_A: \rho &\neq 0, \end{aligned} \quad (3.27)$$

kde  $\rho$  představuje vzájemnou závislost mezi rezidui. Nulová hypotéza  $H_0$  vyjadřuje nulovou závislost mezi rezidui a autokorelace 1. řádu tedy není významná. Naopak alternativní hypotéza  $H_A$  vyjadřuje významnou závislost mezi rezidui a autokorelace 1. řádu je významná, přičemž může být kladná či záporná.

Dalším krokem testu je výpočet testovací statistiky  $DW$  pomocí rovnice:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2}. \quad (3.28)$$

Dle Hančlové (2012) lze  $DW$  statistiku přibližně vypočítat i pomocí odhadnutého parametru  $\hat{\rho}$ :

$$DW \doteq 2(1 - \hat{\rho}), \quad (3.29)$$

kde pro odhad  $\hat{\rho}$  lze dle Cipry (2013) použít rovnici

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1} \hat{\varepsilon}_t}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}. \quad (3.30)$$

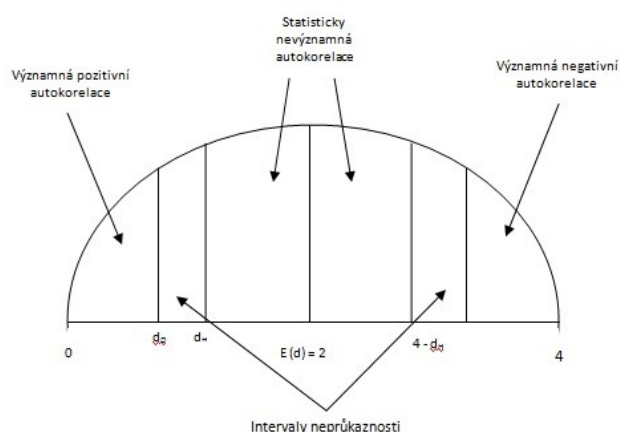
Jestliže

- $\hat{\rho} = 0$ , tak sousední náhodné složky jsou nekorelované a  $DW \approx 2$ ,

- $\hat{\rho} = 1$ , sousední náhodné složky jsou extrémně pozitivně korelované a  $DW \approx 0$ ,
- $\hat{\rho} = -1$ , sousední náhodné složky jsou extrémně negativně korelované a  $DW \approx 4$ .

Posledním krokem je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy při zvolené hladině významnosti  $\alpha$ .  $DW$  statistika má d-rozdělení z intervalu  $\langle 0; 4 \rangle$  a dvě kritické hodnoty dolní ( $d_U$ ) a horní ( $d_L$ ) hranici konfidenčního intervalu, pro daný počet pozorování  $n$ , počet vysvětlujících proměnných  $(k-1)$  a danou hladinu významnosti  $\alpha$ , které je možné najít v tabulce kritických hodnot. Vypočtená  $DW$  statistika se následně s těmito kritickými hodnotami porovnává a na základě toho dochází k přijetí či zamítnutí nulové hypotézy.

Obr. 3.1 Testování autokorelace



Zdroj: [www.wikipedia.cz](http://www.wikipedia.cz)

Z obrázku lze vidět kritické hodnoty, symetrickou střední hodnotu 2 a jednotlivá pásma, do kterých může spadat hodnota  $DW$  statistiky. Dle Hančlové (2012) za platnosti vztahu:

$$DW < d_L \text{ nebo } DW > 4 - d_L, \quad (3.31)$$

zamítáme  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$ . To značí, že  $DW$  statistika se nachází v kritické oblasti a je tedy potvrzena statisticky významná autokorelace náhodné složky 1. řádu. Za platnosti:

$$DW \in \langle d_L, d_U \rangle \vee \langle 4 - d_U, 4 - d_L \rangle, \quad (3.32)$$

se hodnota  $DW$  statistiky nachází v intervalech neprůkaznosti a nelze tedy rozhodnout o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$ . A v případě, že platí:

$$DW \in \langle d_U, 4 - d_U \rangle, \quad (3.33)$$



nezamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a platí, že autokorelace náhodné složky 1. řádu není statisticky významná na hladině významnosti  $\alpha$ .

Za předpokladu, že v daném regresním modelu je zahrnuta zpožděná vysvětlující proměnná, je třeba použít pro Durbin-Watsonův test h-statistiku. Hypotézy jsou definovány stejně a pro výpočet h-statistiky se dle Hančlové (2012) použije vzorec:

$$h = (1 - 0,5 \cdot DW) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}^2}} \sim N(0; 1), \quad (3.34)$$

kde  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}^2$  je variabilita zpožděné proměnné. Posledním krokem je porovnání h-statistiky s hranicí konfidenčního intervalu. Jestliže platí, že:

$$|h| > 1,96, \quad (3.35)$$

zamítáme  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$ .

Jestliže je v modelu zjištěna autokorelace 1. řádu, je třeba provést následné kroky k jejímu odstranění nebo alespoň jejímu zmírnění. Hančlová (2012) uvádí několik možných způsobů k odstranění autokorelace:

- zavedením opomenuté proměnné,
- zavedením zpožděné proměnné,
- upravením časové struktury,
- použitím Cochrane-Orcuttovy (CO) metody.

Prvním možným způsobem odstranění autokorelace je zavedení opomenuté proměnné. V tomto případě je model rozšířen o relevantní vysvětlující proměnnou, např. trendovou proměnnou.

Dále lze autokorelaci odstranit zavedením zpožděné proměnné. Tento způsob je využíván v situaci, kdy časové řady modelu nejsou stacionární. Nevýhodou je v tomto případě možný silný výskyt autokorelace mezi zpožděnou vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými.

Lze použít také Cochrane-Orcuttovu odhadovou metodu. Ta vychází z autokorelace reziduí 1. řádu. Zde je nejprve původní regresní rovnice transformována do tvaru:

$$\rho Y_{t-1} = \rho \beta_1 + \rho \beta_2 \cdot x_{2t-1} + \dots + \rho \beta_k \cdot x_{kt-1} + \rho \varepsilon_{t-1}, \quad (3.36)$$

následně jsou tyto dvě rovnice odečteny a upraveny do následující rovnice:

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta_1(1 - \rho) + \beta_2(x_2 - \rho x_{2t-1}) + \dots + \beta_n(x_k - \rho x_{kt-1}) + \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}, \quad (3.37)$$

a tu je dále možné upravit pro lepší interpretaci do podoby:

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 \cdot x_{2t}^* + \dots + \beta_k \cdot x_k^* + \varepsilon_t, \quad (3.38)$$

kde  $Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$ ,  $\beta_1^* = \beta_1(1 - \rho)$ ,  $x_{2t}^* = x_2 - \rho x_{2t-1}$  a  $x_k^* = x_k - \rho x_{kt-1}$ .

## Heteroskedasticita

Jedním z již dříve zmíněných předpokladů klasického regresního modelu je konstantní a konečný rozptyl. Lze tedy říci, že dalším nežádoucím jevem vyskytujícím se v modelu je porušení homoskedastického rozptylu náhodné složky, tedy heteroskedasticita. Ta značí měnící se rozptyl náhodné složky. Dle Hančlové (2012) a Huška (2007) mezi nejčastější příčiny heteroskedasticity patří

- chybná specifikace modelu, především vynechání některé relevantní vysvětlující proměnné,
- rozdílné hodnoty průřezových dat v jednom náhodném výběru pozorování,
- použití např. skupinových průměrů, místo původních pozorování, k odhadu parametrů modelu,
- výskytem chyb měření dochází k jejich kumulaci,
- odlehlá pozorování a
- nesprávná transformace dat.

Hančlová (2012) uvádí možné důsledky heteroskedasticity:

- pro malé výběrové soubory jsou odhady regresních parametrů nevychýlené, lineární a rozptyl je zkreslený a není vydatný a
- pro velké výběrové soubory jsou odhady regresních parametrů konzistentní a asymptoticky nestranné a rovněž nejsou asymptoticky vydatné.

Zda se v modelu vyskytuje heteroskedasticita je možné testovat graficky i pomocí statistických testů.

V případě grafické analýzy se dle Hančlové (2012) jedná především o grafy vývoje čtverců standardizované náhodné složky. U grafů jsou sledovány dvě podmínky, a to, že hodnoty standardizované náhodné složky by měly ležet v tzv. konfidenčním intervalu  $\langle 0; 1,96^2 \rangle$  a zda jsou náhodně rozmístěny. Dle Cipry (2013) se rozpoznání heteroskedasticity

pomocí grafů používá v případě, že známe její příčinu, což je v praxi pouze výjimečné, a proto jsou více využívány statistické testy.

Nejvíce používaným statistickým testem heteroskedasticity je dle Cipry (2013) parametrický Whiteův test. U Whiteova testu je vytvořen pomocný model odvozený z modelu regresního. Jako příklad Cipra (2013) uvádí:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \varepsilon_t, \quad (3.39)$$

z něhož je odvozený pomocný model, který má dle Cipry (2013) následující tvar:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t2} + \alpha_3 x_{t3} + \alpha_4 x_{t2}^2 + \alpha_5 x_{t3}^2 + \alpha_6 x_{t2} x_{t3} + u_t, \quad (3.40)$$

kde  $\hat{\varepsilon}_t^2$  je kvadratická hodnota reziduí a  $\alpha_i$  je koeficient citlivosti. Dalším krokem je stanovení hypotéz:

$$\begin{aligned} H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_n = 0, \\ H_A: \alpha_2 \neq 0 \vee \alpha_3 \neq 0 \vee \dots \alpha_n \neq 0. \end{aligned} \quad (3.41)$$

Nulová hypotéza  $H_0$  udává, že rozptyl náhodné složky je závislý pouze na úrovně konstantě  $\alpha_1$  a ostatní parametry nemají vliv na změnu rozptylu náhodné složky. Hypotéza  $H_0$  předpokládá existenci homoskedasticity v modelu, hypotéza  $H_A$  existenci heteroskedasticity.

Následně dochází k výpočtu testovací statistiky. Dle Hančlové (2012) je výpočet dán vztahem:

$$x_{vyp}^2 = nR^2 \sim x_{df}^2, \quad (3.42)$$

kde  $x_{vyp}^2$  je vypočtená testovací statistika,  $R^2$  je koeficient determinace a  $df$  je počet vysvětlujících proměnných v modelu po odhadu metodou nejmenších čtverců.

Posledním krokem je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$  na zvolené hladině významnosti  $\alpha$ . Hodnota vypočtené statistiky je porovnávána s kritickou hodnotou  $x_{krit}^2$ , kterou lze stanovit pomocí funkce  $CHIINV(\alpha, df)$  v MS Excel. Jestliže platí, že:

$$x_{vyp}^2 > x_{krit}^2, \quad (3.43)$$

je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  a v modelu je zjištěna heteroskedasticita, kterou je třeba odstranit nebo alespoň zmírnit.

Odstranění či zmírnění autokorelace je možné váženou metodou nejmenších čtverců. Metoda vychází z úpravy původních časových řad, které jsou následně použity k odhadu transformovaného modelu.

## Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje dle Huška (2007) existenci více než jednoho vztahu lineární závislosti mezi pozorováními vysvětlujících proměnných. Proměnné mezi sebou mohou být vícenásobně či párově závislé. Podstatou multikolinearity však není pouze určit, zda tato závislost existuje, ale určit především intenzitu této závislosti.

Jako příčiny vzniku multikolinearity lze dle Hančlové (2012) a Huška (2007) uvést

- shodná trendová tendence časových řad,
- neexperimentální charakter dat při průřezové analýze,
- nesprávné zavedení zpožděných vysvětlujících proměnných,
- nevhodné použití umělých proměnných.

Jako důsledky Hančlová (2012) uvádí, že

- odhady parametrů jsou nezkreslené, vydatné a mají velký rozptyl a kovarianci,
- odhady parametrů a jejich rozptyly jsou citlivé na malé změny ve výběrových datech,
- nelze oddělit vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou.

Zda se v modelu vyskytuje multikolinearita lze zjistit pomocí korelační matice, vícenásobného koeficientu determinace či míry korelovanosti.

Korelační matice je používána pro zjišťování, zda se vyskytuje párová korelace mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými. Pro všechny prvky, krom těch ležících na diagonále matice, musí dle Hančlové (2012) platit podmínka:

$$|r_{x_i, x_j}| < 0,8, \quad (3.44)$$

kde  $|r_{x_i, x_j}|$  představuje absolutní hodnoty párových koeficientů, které by měly být menší než hodnota 0,8. Jestliže je hodnota vyšší než 0,8, v modelu je významná multikolinearita.

Vícenásobný koeficient determinace se užívá, jestliže je mezi vysvětlujícími proměnnými vícenásobná lineární závislost. Pro původní odhadnutý lineární regresní model je nejprve vypočítán koeficient determinace  $R^2_{původní}$  dle vzorce (3.16) a následně je dle Hančlové (2012) proveden odhad regresních modelů, v kterých je každá vysvětlující proměnná

$x_i (i = 2, 3, \dots, n)$  vysvětlována v závislosti na ostatních vysvětlujících proměnných modelu dle vztahu:

$$x_{i,t} = \alpha_{i1} + \alpha_{i2}x_{t2} + \dots + \alpha_{i,i-1}x_{t,i-1} + \alpha_{i,i+1}x_{t,i+1} + \dots + \alpha_{ik}x_{t,k} + \varepsilon_{it}. \quad (3.45)$$

Pro tento model je vypočítán nový koeficient determinace  $R_{x_i}^2$ . Dále je třeba provést F-test na základě hypotéz, které jsou formulovány následovně:

$$H_0: v \text{ modelu není významná multikolinearita}, \quad (3.46)$$

$$H_A: v \text{ modelu je významná multikolinearita}.$$

Předposlední krok spočívá ve stanovení kritické hodnoty a výpočtu testovací statistiky dle rovnice:

$$F_{vyp} = \frac{\frac{R_{x_i}^2}{df_1}}{\frac{1 - R_{x_i}^2}{df_2}} = \frac{\frac{R_{x_i}^2}{k - 2}}{\frac{1 - R_{x_i}^2}{n - k + 1}} \sim F(df_1, df_2), \quad (3.47)$$

kde  $n$  je počet pozorování a  $k$  je počet parametrů v původním modelu. Posledním krokem je porovnání kritické hodnoty s vypočtenou testovací statistikou. Jestliže platí, že:

$$F_{vyp} > F_{krit}, \quad (3.48)$$

pak dochází k zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$  na zvolené hladině významnosti  $\alpha$ .

Třetím možným způsobem, jak zjistit, zda se v modelu nachází multikolinearita je výpočet míry korelovanosti. V tomto případě lze použít faktory, jako je změny variability ( $VIF$ ), koeficient rozsahu tolerance ( $TOL$ ) a podmíněného indexu matice ( $CI$ ).

Vzorec pro výpočet faktoru změny variability  $VIF$  lze dle Hančlové (2012) zapsat pomocí rovnice:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{x_i}^2}. \quad (3.49)$$

Jestliže je koeficient determinace:

- $R_{x_i}^2 = 0$ , pak je  $VIF_i = 1$  a
- $R_{x_i}^2 = 1$ , pak je  $VIF_i \rightarrow \infty$ .

S rostoucí hodnotou faktoru změny variability roste závislost  $x_i$  na ostatních vysvětlujících proměnných, což značí vyšší multikolinearitu. V případě, že je hodnota  $VIF_i > 10$ , je v modelu silná multikolinearita.

Převrácenou hodnotou faktoru změny variability je koeficient tolerance  $TOL$ , který je dle Hančlové (2012) dán rovnicí:

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_{x_i}^2. \quad (3.50)$$

Jestliže je koeficient determinace:

- $R_{x_i}^2 = 0$ , pak je  $TOL_i = 1$  a
- $R_{x_i}^2 = 1$ , pak je  $TOL_i \rightarrow \infty$ .

S rostoucí hodnotou koeficientu tolerance roste závislost  $x_i$  na ostatních vysvětlujících proměnných, což značí vyšší multikolinearitu.

Posledním je podmíněný index matice  $CI$ , který vychází z korelační matice. Dle Hančlové (2012) je vyjádřen následující rovnicí:

$$CI_i = \sqrt{\frac{\lambda_{max}}{\lambda_i}}, \quad (3.51)$$

kde  $\lambda_{max}$  představuje hodnotu nejvyššího vlastního čísla  $\lambda_i$  korelační matice. Jestliže

- $CI_i < 10$  značí slabou závislost,
- $30 < CI_i < 100$  značí středně silnou až silnou závislost,
- $CI_i \geq 100$  značí silnou multikolinearitu.

Při zjištění významné multikolinearity v modelu je nutné ji odstranit či alespoň zmírnit. Dle Hančlové (2012) je její odstranění možné například v případě rozšíření původního výběrového souboru, odstraněním vysvětlující proměnné způsobující multikolinearitu nebo transformací proměnných.

## Specifikace modelu

Jedním z hlavních předpokladů správného ekonometrického modelování je správná specifikace modelu. Formulace ekonometrického modelu by měla vycházet z nějakých ekonomických teorií. Často se stává, že model bývá příliš zjednodušován, což zapříčiní

nepřesnou specifikaci modelu či specifikační chyby v modelu. Hančlová (2012) uvádí, že jako tyto chyby lze uvést:

- vynechání podstatné vysvětlující proměnné,
- zahrnutí nepodstatných vysvětlujících proměnných a
- použití špatné funkční formy.

Specifikační analýza zahrnuje mimo jiné i testy chyb specifikace. Ty jsou dle Huška (2007) rozlišovány na testy specifikace, které přesně stanovují alternativní hypotézu  $H_A$ , a testy chybné specifikace, u kterých alternativní hypotéza  $H_A$  není vymezena. K testům specifikace patří t-test dle kapitoly 3.4.1.1 a F-test dle kapitoly 3.4.1.2, pomocí kterých se testuje významnost proměnných a v případě F-testu i významnost celého regresního modelu. Testy chybné specifikace zahrnují analýzu reziduální složky, dále již dříve zmíněný Durbin-Watsonův test a Ramseyův RESET test.

Jestliže vývoj reziduální složky se v grafu pohybuje ve stanoveném konfidenčním intervalu a nevykazuje žádné cyklické změny, lze říci, že model nevykazuje známky špatné specifikace.

Hančlová (2012) uvádí, že Ramsey RESET test je obecným testem specifikačních chyb, jehož základní myšlenkou je přidání druhé a třetí mocniny odhadnuté predikované proměnné do původního zkoumaného modelu. Zkoumá se, zda touto úpravou došlo k významnému zvýšení koeficientu determinace. Jestliže ano, lze říci, že model je špatně specifikován a zda se jedná o špatnou funkční formu či chybí podstatná vysvětlující proměnná lze určit dle analýzy reziduální složky koeficientu determinace. Testování zahrnuje několik kroků, tím prvním je dle Hančlové (2012) stanovení nulové hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0: & \text{model je správně specifikován,} \\ H_A: & \text{model není správně specifikován.} \end{aligned} \quad (3.52)$$

Dalším krokem testování je odhad regresního modelu  $S_1$  a stanovení koeficientu determinace  $R_{S_1}^2$ . Následně dojde k zahrnutí druhé a třetí mocniny predikované proměnné do modelu  $S_1$ , odhad rozšířeného modelu  $S_2$  a stanovení nového koeficientu determinace  $R_{S_2}^2$ . Čtvrtým krokem je výpočet testovací statistiky, který je dle Hančlové (2012) dán rovnicí:

$$F_{vyp} = \frac{\frac{(R_{S_2}^2 - R_{S_1}^2)}{df_1}}{\frac{(1 - R_{S_2}^2)}{df_2}} \sim F(df_1, df_2), \quad (3.53)$$

kde  $df_1$  představuje počet nově zavedených proměnných do modelu  $S2$  a  $df_2$  je roven počtu pozorování snížených o počet regresních parametrů včetně úrovně konstanty pro nový model  $S2$ .

Posledním krokem je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$ . Jestliže je:

$$F_{vyp} > F_{krit}, \quad (3.54)$$

pak dochází k zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$  na stanovené hladině významnosti  $\alpha$  a zjištění, že model není správně specifikován.

### Normalita reziduí

Posledním předpokladem klasického lineárního regresního modelu je normální rozdělení náhodné složky pro všechny  $t$ , jenž bývá využíván k vymezení pravděpodobnostního rozdělení náhodné složky, následnému testování hypotéz a konstrukci konfidenčních intervalů. Testování normality reziduí se nejčastěji provádí pomocí grafických nástrojů a neparametrických testů. Mezi grafické nástroje patří histogram rozdělení četností náhodné složky, který se dle Hančlové (2012) používá především k vizuálnímu posouzení empirického rozdělení četností s teoretickou Gaussovou křivkou hustoty pravděpodobnosti. Dále lze jako grafické nástroje použít P-P a Q-Q grafy.

P-P plot porovnává kumulativní četnosti (osa  $y$ ) s kumulativními pravděpodobnostmi (osa  $x$ ), který předpokládá ideální vývoj na ose 45 stupňů. Případné odchylky od této osy představují poruchy v normálním rozdělení vyjádřené momenty šikmosti a špičatosti. Q-Q plot je obdobou P-P plotu, s tím rozdílem, že porovnává teoretické a empirické kvantily.

Neparametrické testy při testování vycházejí z nulové hypotézy  $H_0$  normálního rozdělení náhodné složky. Testovací statistikou jsou pozorovány rozdíly mezi teoretickými a empirickými hodnotami různých statistik, dle nichž jsou dané testy pojmenovány. Mezi neparametrické testy normality řadíme test dobré shody  $\chi^2$ , Jarque-Bera test (JB-test) a Kolmogorov-Smirnov test (KB-test). V této diplomové práci bude proveden Jarque-Bera test.

Pro **JB-test** je formulace hypotéz dle Hančlové (2012) následující:

$$\begin{aligned} H_0: & \text{výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení,} \\ H_A: & \text{výběrové rozdělení náhodné složky nepochází z normálního rozdělení.} \end{aligned} \quad (3.55)$$

Následně je dle Hančlové (2012) vypočtena testovací statistika dle vzorce:



$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \sim \chi^2(df=2), \quad (3.56)$$

kde  $S$  je koeficient šikmosti,  $K$  je koeficient špičatosti a  $n$  je počet pozorování.

Posledním krokem je zase rozhodovací pravidlo, které je dle Hančlové (2012) dáno opět vztahem:

$$x_{vyp}^2 > x_{krit}^2. \quad (3.57)$$

Jestliže dochází k jeho platnosti zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  a rozdíly mezi výběrovými a teoretickými statistikami šikmosti či špičatosti jsou tedy statisticky významné.

### 3.4.3 Ekonomická verifikace

Poslední dílčí částí verifikace modelu je ekonomická verifikace, která ověřuje správnost jednak regresních parametrů, ale i modelu jako celku. Ekonomická verifikace spočívá v interpretaci odhadnutých regresních parametrů, pozoruje se shoda s očekáváním ohledně znamének, v případných korekcích v průběhu modelování a celkovému zhodnocení vypovídací schopnosti modelu.

Ekonomická interpretace by se měla shodovat s ekonomickou teorií, v praxi však ne vždy platí, že zjištěné výsledky odpovídají ekonomickým předpokladům. V této situaci je nezbytné určit příčiny vzniku těchto nesrovnalostí a určit důvody neshodných výsledků s ekonomickou teorií. Mimo jiné mohou být důvodem zastaralé ekonomické teorie, které neodpovídají výsledkům v praxi.

Dle Huška (2007) lze odhady interpretovat v souladu s teoretickými ekonomickými předpoklady a odhadnutý ekonometrický model je adekvátním zobrazením ekonometrického problému, jestliže jsou v souladu s očekávanými znaménky a hodnotami jednotlivých parametrů.

V případě, že však hodnoty odhadnutých parametrů či znaménka neodpovídají výchozím ekonomickým předpokladům je nutné provést změny v oblasti specifikace modelu. Hušek (2007) uvádí, že častým důvodem odmítnutí získaných odhadů je také nedodržení některých předpokladů potřebných k použití konkrétní ekonometrické metody odhadu či neadekvátní empirická data.

### 3.5 Využití odhadnutého modelu k predikci

Za předpokladu, že všechny předešlé fáze modelování proběhly úspěšně, nastává závěrečná fáze využití odhadnutého modelu. Dle Hančlové (2012) krom analýzy vývoje nebo chování zkoumaného ekonomického jevu či využití odhadnutého modelu k optimálnímu řízení hospodářské politiky lze odhadnutý model využít k predikci vývoje zkoumané veličiny v budoucnosti.

Pojem predikce představuje jakousi předpověď či prognózu případně odhad budoucích hodnot vysvětlované proměnné na základě hodnot minulých či přítomných. Dle Hančlové (2012) je možné predikci klasifikovat dle řady kritérií, např.:

- dle znalosti hodnot vysvětlujících proměnných (predikce ex post a ex ante),
- dle predikce střední a individuální hodnoty či
- dle predikce bodové a intervalové.

Nepodmíněná predikce ex post se užívá k předpovědi vysvětlované proměnné v případě, že jsou známy, pro dané predikované období, hodnoty všech vysvětlujících proměnných. Podmíněná predikce ex ante se naopak používá v případě, že hodnoty vysvětlujících proměnných pro dané predikované období neznáme a odhadujeme je také.

Predikce střední hodnoty vychází z predikce průměrné hodnoty vysvětlované proměnné, která leží na úrovni vyrovnané regresní funkce. U predikce individuální hodnoty je dle Hančlové (2012) predikována vysvětlovaná proměnná zatížená chybou predikce jednotlivých pozorování od vyrovnané hodnoty.

V případě bodové predikce je hodnota proměnné vysvětlované předpovídána jednou hodnotou, u intervalové predikce je však tato hodnota předpovídána stanovením intervalu spolehlivosti pro zvolenou hladinu významnosti  $\alpha$ .

Charakteristika základního datového souboru je u intervalového odhadu popsána pomocí konfidenčního intervalu s předem stanovenou mírou pravděpodobnosti, která určuje míru spolehlivosti bodového odhadu. Konfidenční interval střední hodnoty lze dle Hančlové (2012) stanovit pomocí vzorce:

$$\langle \hat{y}_0 - z_{krit} \cdot \sqrt{var(\hat{y}_0)} \leq E(y_0/x_0) \leq \hat{y}_0 + z_{krit} \cdot \sqrt{var(\hat{y}_0)} \rangle, \quad (3.58)$$

kde  $\hat{y}_0$  je bodová predikce střední hodnoty,  $z_{krit}$  je kritická hodnota testové statistiky,  $E(y_0/x_0)$  je konfidenční interval střední hodnoty a  $var(\hat{y}_0)$  je chyba predikce střední hodnoty, kterou lze stanovit vztahem:

$$var(\hat{y}_0) = \sigma^2 \cdot \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \right], kde \sigma^2 = \frac{RSS}{df = (n - k)}. \quad (3.59)$$

Podobným způsobem lze definovat vzorec pro konfidenční interval individuální hodnoty:

$$\langle \hat{y}_0 - z_{krit} \cdot \sqrt{(y_0 - \hat{y}_0)^2} \leq y_0/x_0 \leq \hat{y}_0 + z_{krit} \cdot \sqrt{(y_0 - \hat{y}_0)^2} \rangle. \quad (3.60)$$

kde  $y_0/x_0$  je konfidenční interval individuální hodnoty.

Rozptýl lze vypočíst dle vzorce:

$$var(y_0 - \hat{y}_0) = \sigma^2 \cdot \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \right], kde \sigma^2 = \frac{RSS}{df = (n - k)}, \quad (3.61)$$

kde  $var(y_0 - \hat{y}_0)$  představuje chybu predikce individuální hodnoty a  $\bar{x}$  je průměrná hodnota vysvětlující proměnné.

## **4 Analýza vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání**

Následující kapitola je praktickou částí diplomové práce a je zaměřena na specifikaci ekonometrického modelu na základě zhodnocení vlivu vybraných faktorů na hodnotu úvěrů v selhání. Následně je predikován budoucí vývoj závislé proměnné na tři další období.

Model je nejprve formulován ekonomicky, matematicky a poté ekonometricky. Dále je provedena grafická a popisná analýza, ve které je pomocí liniových grafů zobrazen vývoj časových řad jednotlivých proměnných, jsou vypočteny také deskriptivní statistiky a provedena analýza odlehklých a extrémních hodnot. Následně je provedena dekompozice časových řad, v případě jejich sezónnosti a případná transformace. Další kroky spočívají v provedení korelační matice a odhadu regresních parametrů modelu. Pro odhadnutý model je provedena verifikace modelu, a to statistická, ekonometrická a ekonomická, v rámci kterých je proveden t-test a F-test, je testován výskyt autokorelace, heteroskedasticity či multikolinearity v modelu a nakonec je provedeno zhodnocení, zda výsledné regresní parametry odpovídají ekonomické teorii. Posledním krokem je výpočet bodové a intervalové predikce. Závěrem je shrnuta celá kapitola.

Veškeré výpočty v této kapitole jsou realizovány pomocí programu SPSS dle postupu v třetí kapitole, případně pomocí programu MS Excel. Zdrojem dat pro zpracování této kapitoly jsou především odborné publikace Cipra (2013), Hančlová (2012) a Hušek (2007). Krom toho jsou čerpány informace z odborného článku Melecký, Melecký a Šulganová (2015) a internetových stránek ČNB a ČSÚ.

### **4.1 Formulace modelu**

Formulace modelu zahrnuje tři kroky. Model je nejprve formulován ekonomicky, což znamená, že jsou charakterizovány jednotlivé vysvětlující proměnné a vzájemné vazby mezi vysvětlujícími a vysvětlovanou proměnnou. Tento model je následně převeden do jeho matematické podoby, který s přidáním náhodné složky představuje ekonometrický model.

#### **4.1.1 Ekonomická formulace modelu**

V této práci je zkoumána závislost úvěrů v selhání v České republice na vybraných faktorech za období let 2008 - 2018, jejichž konkrétní hodnoty jsou součástí Přílohy č.1.

Mezi zvolené vysvětlující proměnné patří:

- HDP,
- míra nezaměstnanosti,
- míra inflace,
- diskontní sazba,
- reálná mzda,
- zadluženost domácností,
- daňové zatížení a
- export.

Z následující Tab. 5.1 lze vidět, že vysvětlovanou proměnnou je hodnota úvěrů v selhání, ostatní proměnné jsou vysvětlující. Krom toho lze v tabulce vidět také zkratka proměnných, která je v této práci pro dané proměnné používána, jejich jednotka a zdroj dat, kterým byla ve všech případech databáze České národní banky – systém časových řad ARAD.

Tab. 5.1 Vybrané proměnné

Zkratka	název proměnné	typ proměnné	jednotka	zdroj
NPL	úvěry v selhání	vysvětlovaná	%	ARAD
HDP	hrubý domácí produkt	vysvětlující	mil. Kč	ARAD
NEZ	míra nezaměstnanosti	vysvětlující	%	ARAD
INFL	míra inflace	vysvětlující	%	ARAD
d	diskontní sazba	vysvětlující	%	ARAD
R_MZDA	reálná mzda	vysvětlující	index	ARAD
ZADLD	zadluženost domácností	vysvětlující	mil. Kč	ARAD
t	daňové zatížení	vysvětlující	mld. Kč	ARAD
EXP	export	vysvětlující	mil. Kč	ARAD

Vysvětlovanou proměnnou je NPL. Tuto proměnnou ČNB definuje jako procentuální podíl objemu pohledávek v selhání k celkovému objemu pohledávek vůči úvěrovým institucím i klientům. Většinou se jedná o pohledávky, které jsou 90 dní po splatnosti. Banka však může do této skupiny zahrnout i ty, které ještě nejsou 90 dní po splatnosti, avšak je u nich vysoká pravděpodobnost, že se do ní dostanou. Ukazatel má své výhody i nevýhody. Výhodou je jeho rychlé zohlednění změn v kvalitě portfolia, nevýhodou však je zkreslení indikátoru při restrukturalizaci úvěru. Hodnoty NPL jsou vyjádřeny v %.

První vysvětlující proměnnou z výše uvedených je hrubý domácí produkt. HDP je jedním z nejvíce užívaných makroekonomických ukazatelů v ekonomice. Slouží k peněžnímu vyjádření celkové hodnoty statků a služeb vytvořených na území daného státu v určitém časovém období. K jeho vyjádření lze použít metodu produkční, výdajovou či důchodovou. Pro účely této diplomové práce byla použita výdajová metoda, která spočívá v součtu výdajů

domácností, firem, vlády a čistého exportu. Pracuje se tedy s HDP ve stálých cenách, které jsou očištěny od změn. Hodnoty HDP jsou vyjádřeny v mil. Kč. Předpokládá se, že mezi hodnotou HDP a vysvětlovanou proměnnou je vztah negativní. S růstem HDP dochází k ekonomickému růstu, v důsledku čehož roste celkové bohatství lidí a klesá hodnota nesplacených pohledávek.

Další vysvětlující proměnnou je obecná míra nezaměstnanosti, která se udává jako procentuální podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu, což je skupina zaměstnaných a nezaměstnaných osob ve věku od 15 do 64 let. Hodnoty nezaměstnanosti jsou uvedeny v %. Mezi obecnou mírou nezaměstnanosti a vysvětlovanou proměnnou se předpokládá pozitivní vztah. V případě, že roste nezaměstnanost, dochází většinou ke zhoršení situace dlužníků, což vede k růstu hodnoty úvěru v selhání.

Třetí vysvětlující proměnnou je inflace, kterou lze definovat jako růst cenové hladiny či snížení kupní síly peněz. Míra inflace vyjadřuje poměr zvoleného cenového indexu na konci a začátku období. Pro měření cenové hladiny byl v diplomové práci použit index spotřebitelských cen - CPI. S jeho pomocí lze určit meziroční procentuální změnu cen statků a služeb nakupovaných domácnostmi tak, že jsou porovnány náklady na nákup spotřebního koše výrobků a služeb v cenách běžného období k nákladům na nákup téhož koše v cenách základního období. Ekonomové se shodují, že vysokou inflaci způsobuje nadměrný růst peněžní zásoby. Míra inflace je stanovena v %. Mezi proměnnou vysvětlovanou a mírou inflace se předpokládá vztah negativní. Důvodem tohoto vztahu je skutečnost, že s rostoucí inflací se snižují splátky dluhů a dlužníci tak mohou lépe dostat svým závazkům.

Diskontní sazba je jednou ze sazeb určených ČNB, za kterou půjčuje finanční prostředky komerčním bankám či státu. Krom toho se od ní odvozují úrokové sazby, za které pak komerční banka poskytuje úvěry svým klientům či jiným bankám, které bývají zpravidla vyšší, aby banka dosahovala zisku. Diskontní sazby se také řadí mezi opatření monetární politiky ČNB, kdy v případě snížení této sazby dochází ke zlevnění úvěrů a zvýší se tak množství peněz v oběhu a v případě zvýšení této sazby dojde naopak ke zdražení úvěrů a sníží se tak množství peněz v oběhu.

Vybranou vysvětlující proměnnou jsou také reálné mzdy, které představují skutečnou hodnotou výdělku. Vyjadřuje kupní sílu mezd neboli co je možné si koupit za peněžitou odměnu (nominální mzdu). Reálná mzda na rozdíl od nominální poskytuje lepší časové srovnání, z časového hlediska totiž očišťuje nominální mzdu o inflaci. Jsou vyjádřeny v %. Mezi touto a vysvětlovanou proměnnou je předpokládán negativní vztah. Jestliže budou růst

reálné mzdy, budou mít ekonomické subjekty více prostředků na splácení svých závazků a hodnota úvěrů v selhání by se tak snížila.

Zadluženost domácností představuje míru využívání cizích zdrojů domácnostmi. Hodnota tohoto ukazatele zahrnuje součet úvěrů domácností na spotřebu, úvěrů na bydlení a ostatních úvěrů. Jedná se o částky, které jsou poskytnuty bankami a družstevními záložnami domácnostem a neziskové organizace sloužící domácnostem. Tato proměnná je vyjádřena v mil. Kč. Předpokládaný vztah je pozitivní, protože s růstem zadluženosti domácností klesá jejich bohatství a domácnosti se tak dostávají do problému se splácením svých závazků, v důsledku čehož je možný růst úvěrů v selhání.

Další proměnnou je daňové zatížení, které zahrnuje celostátní daňové příjmy z přímých a nepřímých daní, cla, mýtného a ostatních daní a poplatků. Data jsou uvedena v mld. Kč. Mezi velikostí daňové zátěže a hodnotou úvěru v selhání je pozitivní vztah. Předpokládá se, že zvýšením daňového zatížení státem rostou odvody státu a snižují se prostředky pro splácení úvěrů.

Poslední vysvětlující proměnnou je export (neboli vývoz). Ten představuje objem zboží a služeb, který je schopen stát vyrobit a vyvézt do zahraničí. Je-li hodnota exportu vyšší než importu (dovozu), je to pro stát vždy výhodné, jelikož se tak zvyšuje hodnota HDP příslušného státu. Mezi touto proměnnou a vysvětlovanou proměnnou je tedy předpokládán negativní vztah. Mnohým dnes bohatým zemím, jako je USA či Japonsko, napomohl ke jmění právě vývoz do jiných zemí.

Dle uvedených vztahů mezi proměnnými lze zapsat model pomocí následující funkce

$$NPL_t = f(HDP_t^-, NEZ_t^+, INFL_t^-, d_t^+, R\_MZDA_t^-, ZADLD_t^+, t_t^+, EXP_t^-), \quad (4.1)$$

kde  $NPL_t$  je objem úvěrů v selhání,  $HDP_t$  je hrubý domácí produkt,  $NEZ_t$  je obecná míra nezaměstnanosti,  $INFL_t$  je míra inflace,  $d_t$  je diskontní sazba,  $R\_MZDA_t$  je reálná mzda,  $ZADLD_t$  je zadluženost domácností,  $t_t$  je daňové zatížení,  $EXP_t$  je export, dolní index  $t$  značí časové období a horní index v podobě  $+$  či  $-$  značí pozitivní či negativní vztah mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou.

#### 4.1.2 Matematická formulace modelu

Z rovnice 3.2 je odvozen následující obecný matematický zápis, který má tvar

$$NPL_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot HDP_t + \beta_3 \cdot NEZ_t + \beta_4 \cdot INFL_t + \beta_5 \cdot d_t + \beta_6 \cdot R\_MZDA_t + \beta_7 \cdot ZADLD_t + \beta_8 \cdot t_t + \beta_9 \cdot EXP_t. \quad (4.2)$$

### 4.1.3 Ekonometrická formulace modelu

Obecný ekonometrický zápis, odvozený z rovnice 3.3, má následující tvar

$$NPL_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot HDP_t + \beta_3 \cdot NEZ_t + \beta_4 \cdot INFL_t + \beta_5 \cdot d_t + \beta_6 \cdot R\_MZDA_t + \beta_7 \cdot ZADLD_t + \beta_8 \cdot t_t + \beta_9 \cdot EXP_t + \varepsilon_t. \quad (4.3)$$

V souvislosti s ekonomickými předpoklady je model odhadnut následovně

$$NPL_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot HDP_t + \hat{\beta}_3 \cdot NEZ_t + \hat{\beta}_4 \cdot INFL_t + \hat{\beta}_5 \cdot d_t + \hat{\beta}_6 \cdot R\_MZDA_t + \hat{\beta}_7 \cdot ZADLD_t + \hat{\beta}_8 \cdot t_t + \hat{\beta}_9 \cdot EXP_t + \hat{\varepsilon}_t. \quad (4.4)$$

Jelikož jsou pro jednotlivé parametry určeny ekonomické hypotézy zvlášť, lze je zapsat dle vztahu

$$\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_4, \hat{\beta}_6, \hat{\beta}_9 < 0 < \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_5, \hat{\beta}_7, \hat{\beta}_8 \quad (4.5)$$

Z dříve uvedených vztahů a rovnice 4.5 plyne, že pozitivní závislost mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou je očekávána u obecné míry nezaměstnanosti, inflace, diskontní sazby, zadluženosti domácností a daňového zatížení. Naopak negativní závislost je očekávána u hrubého domácího produktu, reálné mzdy a exportu. Tyto hypotézy jsou pomocí bodových diagramů graficky testovány v Příloze č. 2 a lze z nich vyčíst, že ekonomické předpoklady modelu jsou splněny u většiny parametrů, ne však u parametru  $\beta_4$ ,  $\beta_5$  a  $\beta_9$ , a proto je třeba vstupní data ještě v následující části diplomové práce upravit.

## 4.2 Sběr dat a jejich analýza

V této podkapitole je nejdříve uveden zdroj, odkud byla čerpána data pro diplomovou práci, následně je provedena popisná a grafická analýza, poté jsou časové řady podrobeny analýze odlehlých a extrémních hodnot, o které jsou případně očištěny. Nakonec je provedena dekompozice a transformace dat, z nich je sestaven lineární regresní model, který je dále upravován.



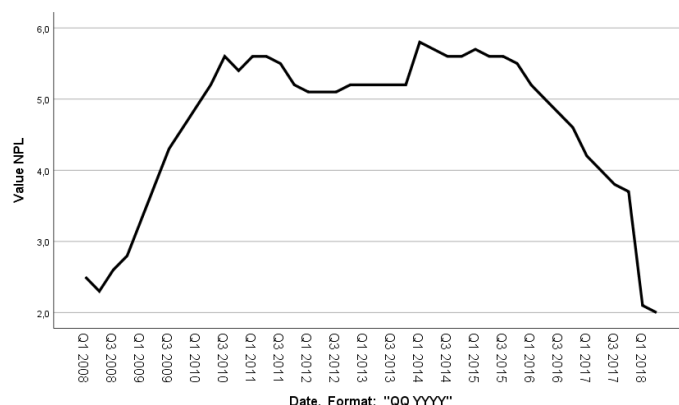
### 4.2.1 Popis dat

V této diplomové práci jsou použity čtvrtletní časové řady pro ČR za období od prvního čtvrtletí 2008 do druhé čtvrtletí 2018. Celkem tak bylo získáno 42 pozorování. Veškerá data byla čerpána z veřejné databáze ČNB – systému časových řad ARAD.

Vzájemné předpokládané vztahy mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými již byly formulovány v kapitole 4.1.1. Pro zkoumaný model byly dále vypočteny deskriptivní statistiky (Příloha č.3), které zachycují počet pozorování v modelu, počet chybějících hodnot a další statistiky, jako je minimální a maximální hodnota, střední hodnota, směrodatná odchylka, rozptyl, šikmost a špičatost.

Vývoj vysvětlované proměnné zachycuje Graf 4.1. Je žádoucí, aby hodnota ukazatele NPL byla co nejnižší, tedy aby dlužníci spláceli včas své závazky a hodnota tohoto ukazatele nenarůstala.

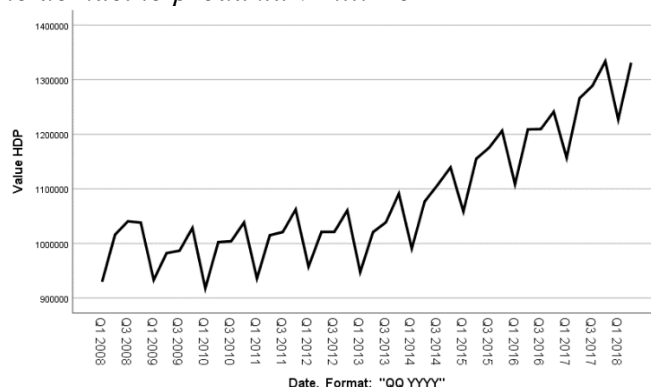
*Graf 4.1 Vývoj úvěrů v selhání v %*



Z grafu lze vidět, že po vypuknutí finanční krize v roce 2008 začala hodnota těchto úvěrů v selhání rapidně růst. Ve třetím čtvrtletí jejich hodnota vzrostla až na 5,6 % (z původních 2,3 % v roce 2008). Do roku 2016 byl pak vývoj úvěru v selhání poměrně stabilní a pohyboval se zhruba na úrovni kolem 5 %. Po roce 2016 se však začala zlepšovat finanční situace a ekonomika začala růst, lze tedy vidět i v grafu, že se situace zlepšovala a vývoj úvěrů v selhání má v tomto období klesající trend. O vývoji vysvětlované proměnné NPL lze dle Grafu 4.1 jednoznačně říci, že nemá trend a není sezónní.

Následující Graf 4.2 zachycuje vývoj HDP, který je vysvětlující proměnnou.

Graf 4.2 Vývoj hrubého domácího produktu v mil. Kč



Lze vidět, že po celé sledované období má vývoj HDP rostoucí trend. Z grafu je také patrná sezónnost, která se vyznačuje největším poklesem v prvním kvartálu roku Q1 a v posledním kvartálu roku Q3 naopak největším vzrůstem hodnoty proměnné. Kvůli těmto vlastnostem je nutné časovou řadu očistit od sezónnosti a vhodně transformovat kvůli rostoucímu trendu. Kromě rostoucího trendu je možné z grafu vyčíst i poklesy ekonomické aktivity, zapříčiněného již zmíněnou finanční krizí z roku 2008. Ta měla největší dopady v Q1 2010, kdy hodnota HDP propadla až na 917 763 mil. Kč, a i přes mírné oživení ekonomiky, v průběhu dalších dvou let, nastal další propad v Q1 2013, kdy HDP pokleslo na hodnotu 947 380 mil. Kč. Po roce 2013 došlo opět k nastartování ekonomiky. Domácí ekonomika rostla v průběhu dalších let hlavně díky vyšší spotřebě domácností, nízkým úrokovým sazbám, vládním investicím a podobně. Nejvyšší hodnoty HDP dosáhl v posledním kvartálu Q4 2017, a to 1 333 647 mil. Kč.

Míra nezaměstnanosti by se měla pohybovat kolem své přirozené míry, kterou představují lidé, co opravdu pracovat chtějí. Graf 4.3 ukazuje vývoj obecné míry nezaměstnanosti, která ve sledovaném období převážně klesá.

Graf 4.3 Vývoj nezaměstnanosti v %

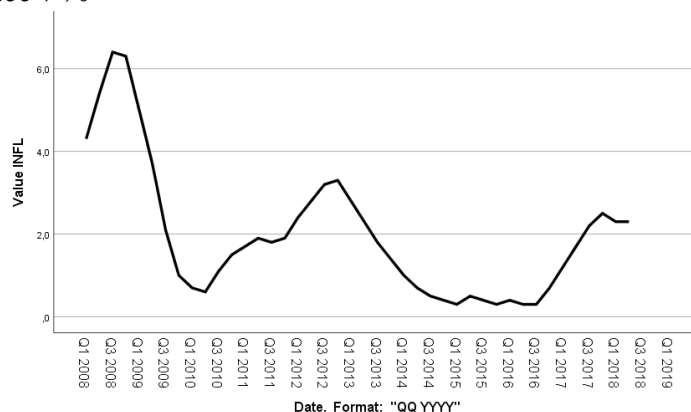


Na počátku roku 2008 dosahovala míra nezaměstnanosti poměrně nízkých hodnot. V prvním kvartálu (Q1) v roce 2008 byla na úrovni 4,4 %, což souviselo hlavně s tehdejší

přehřátou ekonomikou. Po vypuknutí globální finanční krize došlo k omezení počtu volných pracovních míst a míra nezaměstnanosti začala rychle narůstat. Nejvyšší hodnoty dosáhla v prvním kvartálu (Q1) roku 2010, a to 7,8 %. Mírný růst nezaměstnanosti byl zaznamenán ještě v letech 2012 a 2013, v následujících letech však vykazovala pouze klesající trend. V třetím kvartálu (Q3) roku 2016 se míra nezaměstnanosti dostala pod 4 % a v následujícím roce klesla dokonce po 3 %. V posledních letech lze tedy říci, že ČR dosahuje velmi nízké nezaměstnanosti a těmito hodnotami konkuruje i ostatním zemím Evropy.

Následující Graf 4.4 zobrazuje vývoj inflace v ČR. Její hodnota je ze strany ČNB řízena tak, aby byla dlouhodobě nízká a stabilní. ČNB se tak snaží plnit stanovený inflační cíl, k jehož změně došlo již několikrát za sledované období. Poslední inflační cíl je stanovený na 2 % a je platný od roku 2010.

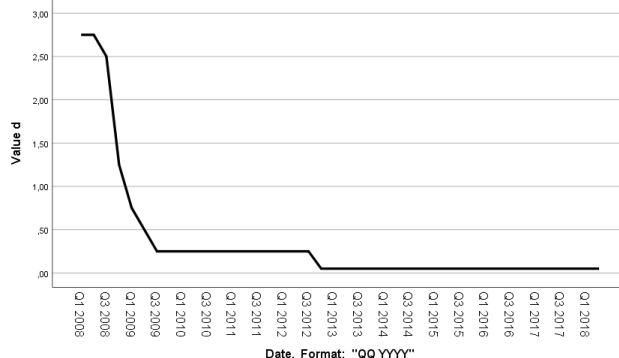
*Graf 4.4 Vývoj inflace v %*



Z Grafu 4.4 je nejvíce zřetelný dopad vypuknutí finanční krize v roce 2008, kdy se hodnota inflace vyšplhala, v třetím čtvrtletí tohoto roku, až na 6,4 %. K dalšímu výraznému výkyvu došlo až v roce 2012, kdy v posledním čtvrtletí hodnota inflace vzrostla na 3,3 %, a to hlavně kvůli devizovým intervencím, s cílem udržení koruny vůči euru, prováděných ČNB. Kromě těchto dvou výrazných výkyvů, se inflace pohybovala na poměrně nízkých hodnotách. Největší propady byly zaznamenány jednak v druhém kvartálu (Q2) roku 2010, kdy s probíhající krizí a poklesem domácí ekonomiky, byla inflace pouhých 0,6 %. Nejnižší míry dosahovala inflace v letech 2015 a 2016, kdy se dostala až na pouhých 0,3 %. Co se týče vývoje časové řady, není zde žádný trend ani sezónnost, z dlouhodobého hlediska lze však inflaci považovat za stacionární, jelikož se v dlouhodobém horizontu pohybuje kolem své předem stanovené hladiny. Proto proměnná nebude v následující části práce transformována.

Graf 4.5 zobrazuje vývoj diskontní sazby, která se používá, jak již bylo zmíněno kapitole 4.1.1, k úročení vkladu od komerčních bank a státu a mimo to se od ní odvíjí sazby pro poskytování úvěrů od komerčních bank klientům.

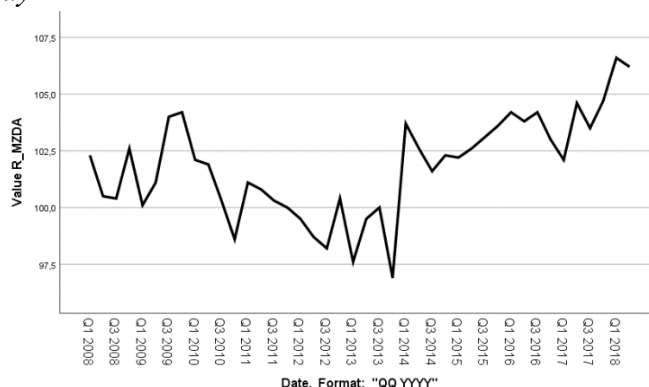
*Graf 4.5 Vývoj diskontní sazby v %*



Z Grafu 4.5 lze vidět, že nejvyšší hodnoty diskontní sazby dosahovala v roce vypuknutí finanční krize. V prvních dvou čtvrtletích roku 2008 dosahovala hodnoty 2,75 %. Tato hodnota však v průběhu sledovaného období postupně klesala, což vyplývá z klesajícího trendu hodnot na grafu. V třetím kvartálu (Q3) 2009 hodnota diskontní sazby klesla na 0,25 % a na této úrovni se držela až do třetího kvartálu (Q3) roku 2012. V následujícím období hodnota opět klesla a jak lze pozorovat na grafu, od roku 2013 až do roku 2018 se držela na stabilní úrovni 0,05 %. Z časové řady je na první pohled jasný klesající trend, kvůli kterého je třeba časovou řadu také transformovat.

Následující Graf 4.6 zobrazuje vývoj reálné mzdy ve sledovaném období.

*Graf 4.6 Vývoj reálné mzdy*

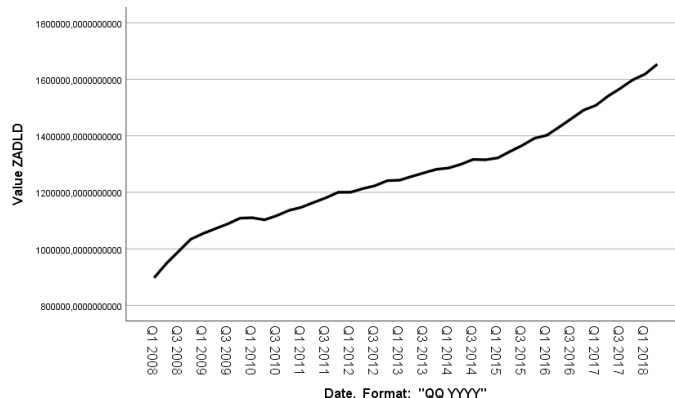


U této vysvětlující proměnné není na první pohled zřejmý žádný trend. Lze však říci, že v období od vypuknutí finanční krize do roku 2013 měla časová řada klesající trend, přičemž v posledním kvartálu (Q4) roku 2013 dosáhla své nejnižší hodnoty. V následujícím období se vývoj této časové řady otočil a do konce sledovaného období lze vidět rostoucí trend. Z Grafu

4.6 lze tak vidět i nejvyšší hodnotu, které tato vysvětlující proměnná dosáhla v prvním kvartálu (Q1) roku 2018.

Vývoj zadluženosti domácností je zachycen na Grafu 4.7.

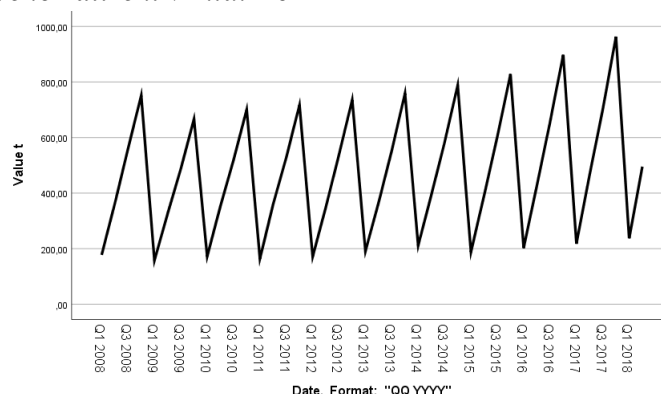
*Graf 4.7 Vývoj zadluženosti domácností v mil. Kč*



Z Grafu 4.7 je zřejmý rostoucí trend, proměnná tedy bude v následující části práce transformována. Lze vidět, že nástup krize odstartoval růst zadluženosti. Přitom podstatnou část poskytnutých úvěrů představovaly hlavně úvěry na bydlení. Hlavním rysem zadluženosti byla právě rychlost, s jakou zadluženost stoupala, neboť se během deseti let vyšplhala z 897 431,9 mil. Kč na 1 653 385,5 mil. Kč. K tomuto výraznému růstu vedla jak preference spotřeby domácnostmi, tak úsilí o zvyšování životního standardu a reálné mzdy. Mimo to lze z Grafu 4.7 vyčíst, že časová řada je nestacionární, nesezónní a má rostoucí trend, proměnná tedy bude dále transformována.

Další vysvětlující proměnnou je daňové zatížení, jehož vývoj v čase zachycuje Graf 4.8.

*Graf 4.8 Vývoj daňového zatížení v mld. Kč*

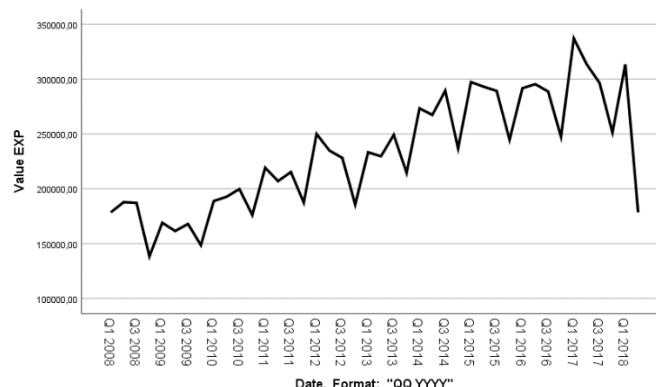


Na první pohled lze z grafu vidět sezónnost časové řady a velmi mírný rostoucí trend, který se zřetelněji vyznačuje od roku 2016, kdy se hodnoty i přes propad držely nad úrovní 200

mld. Kč. Je tedy jasné, že se v následující části práce bude muset časová řada transformovat. Ve sledovaném období bylo dosaženo nejvyšší hodnoty na konci roku 2017, a to 963,21 mld. Kč. I přes znatelný růst daňového zatížení je situace v ČR nižší než průměr EU, který je asi 40 % a je srovnatelné například s Polskem či Velkou Británií. V posledních letech bylo důvodem růstu hlavně zajištění efektivního výběru daní, především tedy využitím EET a kontrolních hlášení.

Poslední vysvětlující proměnnou je export, jehož vývoj v čase je zachycen v Grafu 4.9.

*Graf. 4.9 Vývoj exportu v mil. Kč*



Z Grafu 4.9 lze vidět, že časová řada je sezónní, a tak ji bude třeba v následující části diplomové práce upravit. Krom toho lze vidět, že má časová řada rostoucí trend. V období finanční krize se export držel na nízkých hodnotách. Nejnižší hodnota byla naměřena na konci roku 2008, a to 138 309 mil. Kč. V průběhu sledovaného období se však situace začala zlepšovat, později začala růst ekonomika, a tak se i více vyváželo. Nejvyšší hodnota exportu byla zaznamenána na počátku roku (Q1) 2018, kdy byla hodnota exportu 313 329 mil. Kč

#### **4.2.2 Analýza odlehklých a extrémních hodnot**

Pro každou vysvětlující proměnnou i proměnnou vysvětlovanou je provedena analýza odlehklých a extrémních hodnot, jejích výsledky jsou zachyceny v Tab. 4.1. Pomocí boxplotů jsou data v Příloze č.4 zobrazena i graficky.

Tab. 4.1 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

	počet	střední hodnota	směrodatná odchylka	chybějící hodnoty		extrémní hodnoty	
	pozorování			počet	%	dolní	horní
NPL	42	4,643	1,1186	0	,0	0	0
HDP	42	1080702,98	112955,482	0	,0	0	0
NEZ	42	5,583	1,6768	0	,0	0	0
INFL	42	1,986	1,6142	0	,0	0	3
d	42	,3548	,68670	0	,0	0	5
R_MZDA	42	101,802	2,2467	0	,0	0	0
ZADLD	42	1266521,0619	186542,12047	0	,0	0	0
t	42	474,1740	229,19864	0	,0	0	0
EXP	42	232226,9048	51716,78112	0	,0	0	0

a. Number of cases outside the range ( $Q1 - 1.5 \cdot IQR$ ,  $Q3 + 1.5 \cdot IQR$ ).

Analýzou odlehlých a extrémních hodnot byly odlehlé hodnoty zjištěny u dvou vysvětlujících proměnných, a to u inflace a diskontní sazby. Tyto hodnoty však nijak nezkruslují další výpočty, a tak je není třeba v modelu nahrazovat.

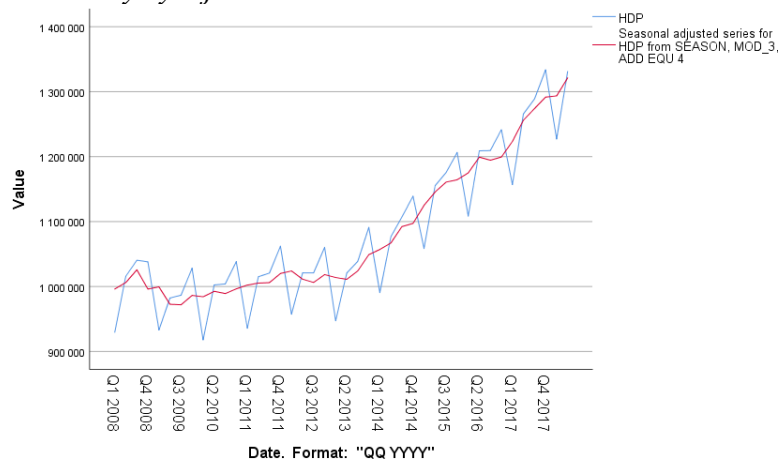
Naopak extrémní hodnoty je většinou v modelu třeba nahrazovat. Jejich výskyt byl zjištěn jen u jedné vysvětlující proměnné, kterou je diskontní sazba. I přes pokus o odstranění těchto hodnot se však situace nezlepšila. Jelikož se tyto extrémní hodnoty vyskytovaly na počátku sledovaného období, ve kterém začala globální finanční krize, byly nejspíš výsledky zkresleny touto událostí. Z tohoto důvodu tedy extrémní hodnoty nebyly odstraněny.

### 4.2.3 Dekompozice časových řad

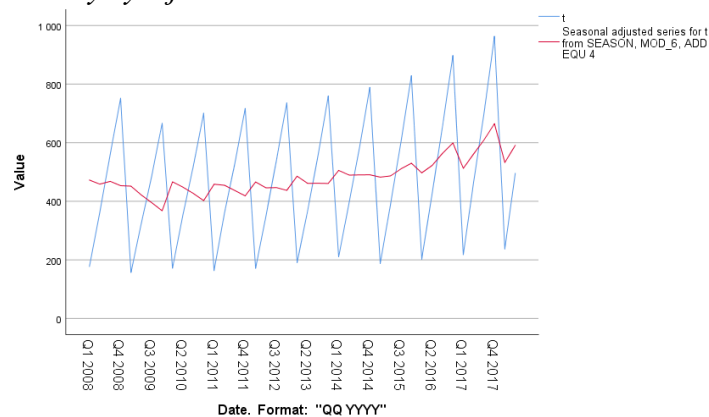
U proměnných, u kterých se vyskytuje sezónnost, je třeba provést dekompozici časové řady. Ta se provádí za použití programu SPSS, kdy dojde k rozložení časové řady na čtyři dílčí složky – ERR, SAS, SAF a STC. ERR představuje náhodnou složku, SAS sezónně očištěnou časovou řadu, SAF představuje složku cyklickou a STC je trend dané proměnné.

Pro tuto diplomovou práci je využit aditivní typ dekompozice časových řad, který je využíván za předpokladu, že variabilita časové řady je přibližně konstantní v čase. Sezónně očištěny byly pouze proměnné, z jejichž vývoje je patrná sezónnost. Na základě grafického znázornění vývoje vysvětlujících proměnných (viz podkapitola 4.2.1) byl provedena dekompozice časových řad u tří vysvětlujících proměnných, a to HDP, daňové zatížení a export. Pomocí následujících grafů Graf 4.10, Graf 4.11 a Graf 4.12 je zobrazen vývoj těchto sezónně očištěných proměnných.

Graf 4.10 Sezónně očištěný vývoj HDP



Graf 4.11 Sezónně očištěný vývoj daňového zatížení



Graf 4.12 Sezónně očištěný vývoj exportu



## 4.2.4 Transformace časových řad

Možné způsoby transformace jsou uvedeny v podkapitole 3.2.4. Transformace dat diferencí byla provedena pomocí vzorce (3.7) u vysvětlující proměnné diskontní sazba. Dále byla použita transformace dat růstem u vysvětlující proměnné zadluženost domácností podle



vzorce (3.8) a logaritmická transformace vysvětlující proměnné export dle vzorce (3.9). V následující části práce je tedy počítáno s transformovanými, sezónně očištěnými daty.

Jelikož je u každé proměnné zřetelný dopad finanční krize, byla za účelem zmírnění tohoto dopadu zavedena také umělá proměnná krize. Ta je vytvořena pomocí programu SPSS takovým způsobem, že v období, kdy krize probíhala je hodnota umělé proměnné jedna a v následujícím období rovna nule.

### **4.3 Odhady parametrů modelu**

Následující podkapitola je věnována vzájemné závislosti mezi proměnnými modelu, a to pomocí korelační analýzy. Ta zahrnuje výpočet korelační matice a křížovou korelaci proměnných. Následně je odhadnut lineární regresní model a vypočten koeficient determinace.

#### **4.3.1 Korelační analýza**

Korelační analýza, jejíž postup je uveden v teoretické části práce (viz podkapitola 3.3.1), sleduje závislost mezi proměnnými modelu pomocí korelační matice a křížové korelace.

Pomocí korelační matice je v Příloze č. 5 zachycena vzájemná závislost mezi proměnnými modelu. Korelační matice zahrnuje již sezónně očištěné proměnné značené dolním indexem SAS, dále proměnné transformované diferencí (zn. dif), růstem (zn. růst) i proměnné upravené logaritmickou transformací dat (zn. ln).

V rámci korelační matice je pro každou proměnnou vypočtena hodnota Pearsonova koeficientu korelace, hodnota Sig. vyjadřující statistickou významnost proměnné a N počtu pozorování. Pearsonův koeficient korelace může nabývat hodnot z intervalu  $\langle -1; 1 \rangle$  a udává, jak silná je lineární závislost mezi proměnnými v modelu. Zatímco mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou je žádoucí, aby hodnota tohoto koeficientu byla co nejvyšší a případné vysvětlující proměnné s nízkou korelací by měly být z modelu odstraněny, mezi vysvětlujícími proměnnými je tomu naopak - hodnota Pearsonova koeficientu by tedy měla být co nejnižší, případně by neměla překročit úroveň 0,8. V případě, že by tento koeficient překročil hodnotu 0,8, znamenalo by to vyskytující se multikolinearitu v modelu. Na diagonále matice jsou hodnoty rovny jedné, což značí vzájemný vztah stejné proměnné. V této diplomové práci je počítáno s 95% stupněm spolehlivosti, tedy s 5% stupněm významnosti.

V korelační matici, která je součástí Přílohy č. 5 je vidět, že nejvyšší korelační koeficient (-0,693) se vyskytuje mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou míra inflace. Mezi těmito proměnnými tedy existuje významná negativní lineární závislost. Dále lze pozorovat významnou negativní lineární závislost mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou zadluženosti domácností (korelační koeficient -0,648), mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující umělou proměnnou krize (korelační koeficient -0,600). Významná pozitivní lineární závislost existuje mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti (korelační koeficient 0,589), mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou diskontní sazba (korelační koeficient 0,409) a mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou export (korelační koeficient 0,358). Naopak velmi nízké hodnoty korelace, které se považují za nevýznamné jsou mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlujícími proměnnými daňové zatížení (korelační koeficient 0,145), HDP (korelační koeficient 0,035) a reálná mzda (korelační koeficient 0,011). Co se týče závislosti mezi proměnnými vysvětlujícími, korelační koeficient je ve všech případech menší než 0,8 a není tedy třeba model dále upravovat.

Křížová korelace mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlujícími proměnnými je zachycena v Příloze č. 6, kde je pomocí ní zachycen časový vztah mezi vysvětlovanou a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými. Na základě křížové korelace je tedy zjištěn předstih vysvětlující proměnné HDP o 2 období, u vysvětlující proměnné diskontní sazba také o 2 období, u vysvětlující proměnné reálná mzda o 7 období, u vysvětlující proměnné export o 3 období a u umělé proměnné krize o 2 období. Naopak zpoždění je zjištěno v případě vysvětlující proměnné míra nezaměstnanosti o 2 období a u vysvětlující proměnné daňové zatížení o 1 období. V případě vysvětlujících proměnných míry inflace a zadluženosti domácností není zjištěno žádné zpoždění ani předstih, jelikož nejvyšší hodnota korelace se nachází v čase 0. Pro takto časově upravené vysvětlující proměnné je znovu vytvořena korelační matice (Příloha č. 7) a vypočten Pearsonův korelační koeficient. Z důvodu malého počtu pozorování není vhodné však proměnné zpožďovat a více období, navíc z korelační matice v Příloze č. 7 lze vidět, že i po časové úpravě proměnných nedošlo k žádným změnám ohledně významnosti vysvětlujících proměnných daňové zatížení, HDP a reálná mzda, a proto jsou tyto proměnné z modelu vyloučeny.

### 4.3.2 Odhad lineárního regresního modelu

Následující podkapitola se zabývá odhadem lineárního regresního modelu za pomoci metody nejmenších čtverců, jejíž postup je blíže specifikován v podkapitole 3.3.2.

Nejdříve je testováno několik variant modelu za využití programu SPSS a z nich je následně vybrán jeden model, který má nejvyšší vysvětlivací schopnost. Provedením korelační analýzy byly z modelu vyřazeny tři proměnné, a to HDP, daňové zatížení a reálná mzda.

Za použití programu SPSS je nejprve provedena lineární regrese modelu bez časových zpoždění, který lze zapsat následovně:

$$NPL_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot NEZ_t + \beta_3 \cdot INFL_t + \beta_4 \cdot difd_t + \beta_5 \cdot růstZADLD_t + \beta_6 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \beta_7 \cdot krize_t + \varepsilon_t, \quad (4.6)$$

kde  $NPL_t$  je vysvětlovaná proměnná v čase  $t$ ,  $NEZ_t$  je vysvětlující proměnná míra nezaměstnanosti v čase  $t$ ,  $INFL_t$  je vysvětlující proměnná míra inflace v čase  $t$ ,  $difd_t$  je difference vysvětlující proměnné v čase  $t$ ,  $růstZADLD_t$  je růst vysvětlující proměnné zadluženost domácností v čase  $t$ ,  $lnEXP_{SAS_t}$  je zlogaritmovaná, sezónně očištěná vysvětlující proměnná export v čase  $t$ ,  $krize_t$  je umělá proměnná v čase  $t$  a  $\varepsilon_t$  je reziduální složka.

Výsledné hodnoty lineární regrese zachycuje Příloha č. 8, ze které lze vidět, že koeficient determinace dosahuje a vysoké hodnoty (91,1 %) a současně jsou všechny vysvětlující proměnné statisticky významné na hladině významnosti 5 %. V následující části práce je tedy pokračováno s tímto modelem (4.6) a časově upravené proměnné do něj nejsou zahrnovány. Pro tento model je znovu vypočtena korelační matice v Příloze č. 9.

Odhad jednotlivých parametrů pro model (4.6) je zachycena v Tab. 4.3.

Tab. 4.3 Odhad parametrů modelu

Model	nestandardizované		standardizované	t	Sig.
	B	sm.odchylka	Beta		
Konstanta	-29,853	6,254		-4,774	,000
NEZ	,599	,051	,936	11,759	,000
INFL	-,301	,059	-,444	-5,102	,000
dif_d	-,867	,356	-,173	-2,439	,020
růst_ZADLD	,206	,081	,225	2,542	,016
ln_EXP	2,554	,489	,501	5,228	,000
Krize	-,661	,264	-,233	-2,504	,017

a. Závislá proměnná: NPL

Na základě Tab. 4.3 je možné zapsat odhad lineárního regresního modelu, ze kterého je v následující práci vycházeno, následovně:

$$NPL_t = -29,853 + 0,599 \cdot NEZ_t - 0,301 \cdot INFL_t - 0,867 \cdot difd_t + 0,206 \cdot růstZADLD_t + 2,554 \cdot lnEXP_{SAS_t} - 0,661 \cdot krize_t + \varepsilon_t, \quad (4.7)$$

### 4.3.3 Koeficient determinace modelu

Pomocí koeficientu determinace je hodnocena vypovídací schopnost modelu. Tento koeficient může nabývat hodnot z intervalu  $\langle 0; 1 \rangle$ , přičemž se požaduje, aby jeho hodnota byla co nejvyšší. Blíže je podstata tohoto koeficientu popsána v teoretické části v podkapitole 3.3.3.

Pro odhadnutý model je vypočten koeficient determinace a DW hodnota, které jsou součástí Tab. 4.4.

Tab. 4.4 Koeficient determinace

	R	R <sup>2</sup>	adjusted R <sup>2</sup>	st. chyba odhadu	Durbin-Watson
model	,955 <sup>a</sup>	,911	,896	,3484	1,712

a. Nezávislé proměnné: INFL, ln\_EXP, dif\_d, NEZ, růst\_ZADLD, krize

b. Závislá proměnná: NPL

Z Tab. 4.4 lze vidět, že hodnota koeficientu determinace pro odhadnutý model je 91,1 %, což znamená, že variabilita vysvětlované proměnné NPL je z 91,1 % vysvětlena deterministickou částí a zbytek, tedy 8,9 %, náhodnou chybou. Kromě toho je v Tab. 4.4 zachycena také DW hodnota, která je 1,712.

V následující Tab. 4.5 je na základě F-testu posouzena statistická významnost odhadnutého modelu. V Tab. 4.5 je zobrazena hodnota SS (suma čtverců), df (počet stupňů volnosti), MS (průměr čtverců), F statistika a Sig. (p-hodnota).

Tab. 4.5 ANOVA

Model	SS	df	MS	F	Sig.
Regrese	42,471	6	7,078	58,299	,000 <sup>b</sup>
Rezidua	4,128	34	,121		
Celkem	46,599	40			

a. Závislá proměnná: NPL

b. Nezávislé proměnné: INFL, ln\_EXP, dif\_d, NEZ, růst\_ZADLD, krize

Z výsledků z Tab. 4.5 je zřejmé, že hodnota ESS je 42,471, RSS je 4,128 a TSS je 46,599. Hodnota testové F-statistiky je 58,299 a p-hodnota je menší než hladina významnosti 0,05, model je tedy statisticky významný.

V Tab. 4.6 je uvedena statistika reziduí odhadnutého modelu.

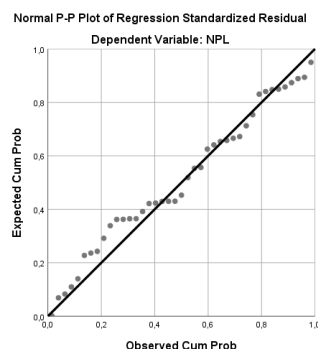
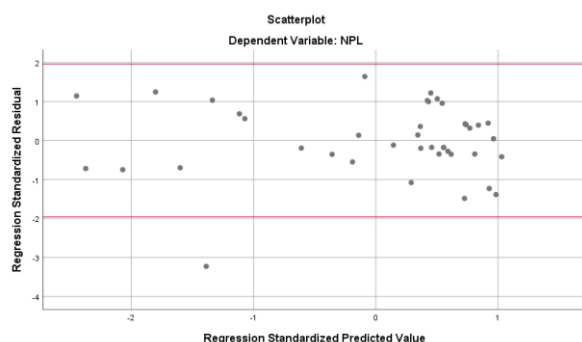
Tab. 4.6 Statistika reziduí

	minimum	maximum	průměr	směrodatná odchylka	N
predikovaná hodnota	2,153	5,771	4,695	1,0304	41
Rezidua	-1,1233	,6165	,0000	,3213	41
std. Predikovaná hodnota	-2,467	1,044	,000	1,000	41
std. Rezidua	-3,224	1,769	,000	,922	41

a. Závislá proměnná: NPL

Z Tab. 4.6 je vidět, že transformací proměnných došlo ke snížení počtu pozorování o jedno, v následující části práce je tedy počítáno s 41 pozorováními. V následujícím Grafu 4.13 je pomocí bodového grafu a P-P plotu znázorněno rozložení reziduí.

Graf 4.13 Rozložení reziduí



Na první pohled je z grafických zobrazení zřejmé, že se jedná o náhodné rozložení reziduí. Až na jednu výjimku jsou hodnoty rozprostřeny v intervalu  $\langle -1,96; 1,96 \rangle$  a v případě P-P plotu zhruba kopírují osu  $45^\circ$  znázorňující ideální vývoj naměřené kumulativní a teoretické pravděpodobnosti.

## 4.4 Verifikace modelu

Tato podkapitola je věnována verifikaci modelu, jejíž součástí je verifikace statistická, ekonometrická a ekonomická. V rámci statistické verifikace je proveden t-test a F-test, následně je provedena ekonometrická verifikace předpokladů pro použití metody nejmenších čtverců a jako poslední je provedena ekonomická verifikace, v rámci které jsou ověřeny jak jednotlivé regresní parametry, tak model jako celek.

#### 4.4.1 Statistická verifikace

Cílem statistické verifikace je ověřit pomocí t-testu, zda jsou jednotlivé regresní parametry na stanovené hladině významnosti statisticky významné a pomocí F-testu, zda je statisticky významný model jako celek. Princip statistické verifikace je blíže popsán v teoretické části v podkapitole 3.4.1.

##### Studentův t-test

U Studentova t-testu jsou nejprve stanoveny hypotézy pro regresní parametry dle vzorce (3.17). Následně je třeba vypočítat testovací statistiku  $t_{vyp}$  dle vzorce (3.18), která je pomocí rozhodovacího pravidla dle (3.19) porovnávána s kritickou hodnotou statistiky  $t_{krit}$ . Kritická hodnota je stanovena za využití programu MS Excel a funkce  $TINV(\alpha; df)$ . V případě platnosti rozhodovacího pravidla dochází k zamítnutí nulové hypotézy  $H_0$  a regresní parametr je statisticky významný. Testování je prováděno na zvolené hladině významnosti 5 %. Výsledky t-testu zachycuje Tab. 4.7.

Tab. 4.7 Studentův t-test

parametr	$t_{vyp}$	$t_{krit}$	srovnání
$\beta_2$	$-\frac{0,301}{0,059} = -5,1017$	$TINV(0,05;41-7) = 2,032245$	$ t_{vyp}  >  t_{krit} $
$\beta_3$	$\frac{2,554}{0,489} = 5,2229$		$ t_{vyp}  >  t_{krit} $
$\beta_4$	$-\frac{0,867}{0,356} = -2,4354$		$ t_{vyp}  >  t_{krit} $
$\beta_5$	$\frac{0,599}{0,051} = 11,7451$		$ t_{vyp}  >  t_{krit} $
$\beta_6$	$\frac{0,206}{0,081} = 2,5432$		$ t_{vyp}  >  t_{krit} $
$\beta_7$	$-\frac{0,661}{0,264} = -2,5038$		$ t_{vyp}  >  t_{krit} $

Z Tab. 4.7 je tedy jasné, že ve všech případech dochází k zamítnutí  $H_0$  a na zvolené hladině významnosti 5 % jsou tedy všechny parametry statisticky významné.

##### F-test

V případě F-testu je třeba si opět nejprve stanovit hypotézy, a to na základě vzorce (3.22). Dalším krokem ve výpočet testovací statistiky  $F_{vyp}$  dle vzorce (3.23) a kritické hodnoty F-statistiky, která se stanoví pomocí programu MS Excel a funkce  $FINV(\alpha; df1; df2)$ . Tyto

dvě vypočtené hodnoty jsou následně porovnány pomocí zvoleného rozhodovacího pravidla dle (3.24) a za jeho platnosti je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  a model jako celek je statisticky významný. Testování je opět prováděno na zvolené 5 % hladině významnosti. Výsledky F-testu zachycuje Tab. 4.8.

Tab. 4.8 F-test

	$F_{vyp}$	$F_{krit}$	srovnání
model	$\frac{42,471/6}{4,128/34} = 58,3016$	$FINV(0,05; 6; 34) = 2,3803$	$ F_{vyp}  >  F_{krit} $

Z Tab. 4.8 lze vidět, že model jako celek je statisticky významný na zvolené hladině významnosti 5 %, jelikož platí rozhodovací pravidlo a je tedy zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$ .

#### 4.4.2 Ekonometrická verifikace

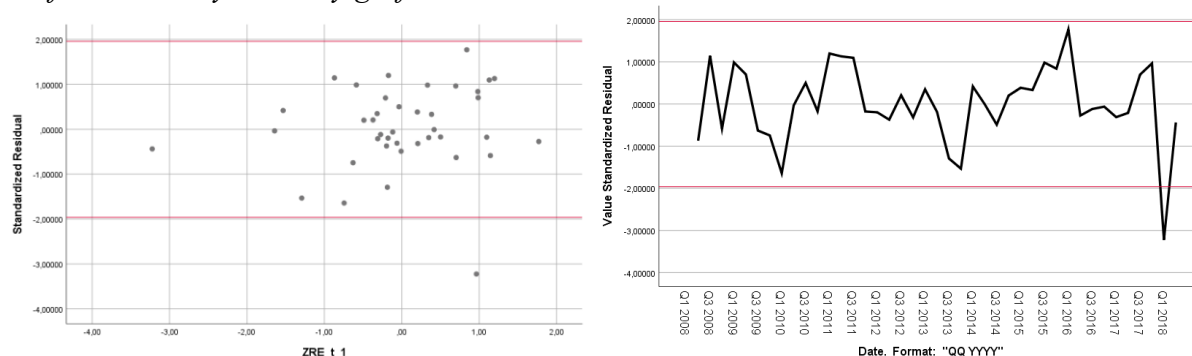
Podstata ekonometrické verifikace spočívá v otestování autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, jejichž výskyt je v modelu nežádoucí. Následně je proveden také test správné specifikace modelu a normálního rozdělení reziduí.

##### Autokorelace

Autokorelace představuje sériovou závislost reziduální složky na svých zpožděných hodnotách. Její podstata je podrobněji popsána v teoretické části v podkapitole 3.4.2. Zda se autokorelace vyskytuje v modelu je testováno pomocí bodového a liniového grafu, dále pomocí grafů ACF a PACF a pomocí DW testu autokorelace.

Bodový a liniový graf je zachycen v následujícím Grafu 4.14.

Graf 4.14 Bodový a liniový graf reziduí modelu

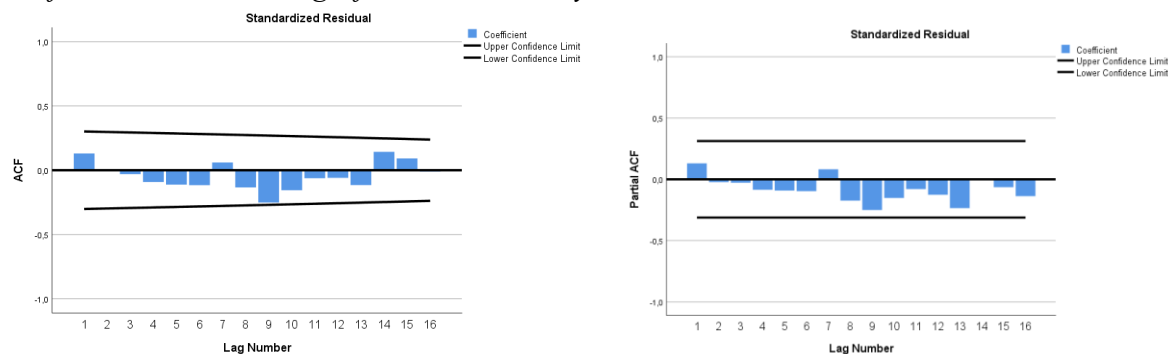


Z bodového grafu nelze vidět žádná závislost mezi rezidui. Nelze tedy prokázat, že by se v modelu vyskytovala autokorelace prvního řádu. Z liniového grafu je opět zřejmé, že většina

hodnot se pohybuje v intervalu  $\langle -1,96; 1,96 \rangle$ , s výjimkou jednoho měření, a proto by se v modelu neměla vyskytovat autokorelace. Pro potvrzení je proveden graf ACF a PACF.

V následujícím Grafu 4.15 je zachycen graf ACF a PACF reziduální složky.

Graf 4.15 ACF a PACF graf reziduální složky



Na základě Grafu 4.15 je opět zřejmé, že se autokorelace v modelu nevyskytuje. Jako poslední je proveden DW test autokorelace.

U Durbin-Watsonova testu jsou nejprve stanoveny hypotézy dle vzorce (3.27). Dalším krokem je výpočet testové statistiky  $DW_{vyp}$  dle vzorce (3.28), která je následně porovnávána s kritickými hodnotami  $d_U$  a  $d_L$  (respektive  $4 - d_U$  a  $4 - d_L$ ) dle Obr. 3.1. Na základě rozhodovacích pravidel (3.31), (3.32) či (3.33) je následně určeno, zda je či není potvrzena autokorelace náhodné složky 1. řádu nebo se hodnota DW statistiky nachází v zóně neprůkaznosti. Testování probíhá na zvolené hladině významnosti 5 %.

Výsledné hodnoty DW testu jsou zachyceny v Tab. 4.9.

Tab. 4.9 DW test

	$DW_{vyp}$	$d_L$	$d_U$	srovnání
model	1,712	1,1891	1,8493	$d_L > DW_{vyp} > d_U$

Ve výsledné tabulce DW testu (Tab. 4.9) je srovnávána hodnota testové statistiky  $DW_{vyp}$  (z Tab. 4.4) s kritickými hodnotami, které lze dohledat v tabulce kritických hodnot. Stanovení kritických hodnot je provedeno dle počtu pozorování (41), počtu parametrů (7) a zvolené hladině významnosti  $\alpha$  (5 %). Z Tab. 4.9 je zřejmé, že hodnota testové statistiky  $DW_{vyp}$  spadá do intervalu  $\langle d_U; d_L \rangle$  a nachází se tak v zóně neprůkaznosti.

Z výše provedených grafických testů ovšem vyplývá, že se autokorelace prvního řádu v modelu nenachází a rezidua mají náhodný charakter, není tedy třeba, aby byl model dále upravován. V následující části práce je tedy testována heteroskedasticita.



## Heteroskedasticita

Heteroskedasticita představuje měnící se rozptyl reziduální složky. Lze ji testovat jak graficky, tak pomocí statistického Whiteova testu.

V Příloze č. 10 jsou zobrazeny výsledky grafické analýzy pomocí bodových grafů, z nichž lze vidět, že se v modelu nenachází heteroskedasticita, ale model je homoskedasticitní. Tato skutečnost je zřejmá jednak z náhodného rozložení kvadratických reziduí, tak ze splnění druhé podmínky, že nejméně 95 % hodnot leží uvnitř intervalu  $\{0; 1,96^2\}$ . Pro ověření je proveden také statistický Whiteův test.

Pro Whiteův test je nejprve vytvořen pomocný model odvozený z regresního modelu (4.6). Pomocný model má podobu:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^2 = & \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot INFL_t + \alpha_4 \cdot difd_t + \alpha_5 \cdot r\u017bstZADLD_t + \alpha_6 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \\ & \alpha_7 \cdot krize_t + \alpha_8 \cdot NEZ_t^2 + \alpha_9 \cdot INFL_t^2 + \alpha_{10} \cdot difd_t^2 + \alpha_{11} \cdot r\u017bstZADLD_t^2 + \alpha_{12} \cdot \\ & lnEXP_{SAS_t}^2 + \alpha_{13} \cdot krize_t^2 + \alpha_{14} \cdot NEZ_t \cdot INFL_t + \alpha_{15} \cdot NEZ_t \cdot difd_t + \alpha_{16} \cdot \\ & NEZ_t \cdot r\u017bstZADLD_t + \alpha_{17} \cdot NEZ_t \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_{18} \cdot NEZ_t \cdot krize_t + \alpha_{19} \cdot \\ & INFL_t \cdot difd_t + \alpha_{20} \cdot INFL_t \cdot r\u017bstZADLD_t + \alpha_{21} \cdot INFL_t \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_{22} \cdot \\ & INFL_t \cdot krize_t + \alpha_{23} \cdot difd_t \cdot r\u017bstZADLD_t + \alpha_{24} \cdot difd_t \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_{27} \cdot \\ & r\u017bstZADLD_t \cdot krize_t + \alpha_{28} \cdot lnEXP_{SAS_t} \cdot krize_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.8)$$

Následně jsou dle vztahu (3.41) formulovány hypotézy. Dalším krokem je výpočet testovací statistiky  $x_{vyp}^2$  dle vzorce (3.42) a kritické hodnoty  $x_{krit}^2$ , které jsou mezi sebou porovnány a v případě platnosti rozhodovacího pravidla (3.43) je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  a v modelu se vyskytuje heteroskedasticita. Testování je prováděno opět na hladině významnosti 5 %. Výsledné hodnoty Whiteova testu zobrazuje Tab. 4.10.

Tab. 4.10 Whiteův test

model	$x_{vyp}^2$	$x_{krit}^2$	srovnání
	$41 \cdot 0,39 = 15,99$	$CHIINV(0,05; 27) = 40,1133$	$x_{vyp}^2 < x_{krit}^2$

Tab. 4.10 zachycuje dvě výsledné hodnoty Whiteova testu. Hodnota testové statistiky  $x_{vyp}^2$  je dána součinem počtu pozorování a koeficientu determinace pomocného modelu (4.8), který je stanoven metodou nejmenších čtverců (viz Příloha č.11). Kritická hodnota je stanovena pomocí programu MS Excel a funkce  $CHIINV(\alpha; df)$ . Z výsledků Tab. 4.10 je vidět, že rozhodovací pravidlo (3.43) neplatí, zamítáme tedy alternativní hypotézu  $H_A$  a současně přijímáme nulovou

hypotézu  $H_0$  na zvolené hladině významnosti 5 %. Model je tedy homoskedasticitní a není třeba jej dále upravovat. V následující části práce bude testována multikolinearita.

## Multikolinearita

Multikolinearita představuje silnou lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, která je pro model nežádoucí. Její testování je prováděno pomocí korelační matice, vícenásobného koeficientu determinace a míry korelovanosti.

Závislost mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými modelu je zachycena korelační maticí v Příloze č. 12. Je žádoucí, aby hodnota Pearsonova korelačního koeficientu nepřekročila hodnotu 0,8, což je ve všech případech splněno. Lze tedy říci, že se mezi vysvětlujícími proměnnými modelu nevyskytuje multikolinearita.

V případě vícenásobné lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými se používá vícenásobný koeficient determinace, který je stanovován pro každou vysvětlující proměnnou modelu. Jako první je vypočten koeficient determinace  $R^2_{původní}$  pro původní regresní model. Z Tab.4.11 lze vidět, že jeho hodnota je 0,911. Následně je dle vztahu (3.45) pro každou vysvětlující proměnnou vytvořen nový regresní model viz Tab. 4.11.

*Tab. 4.11 Regresní modely vysvětlujících proměnných a jejich koeficienty determinace*  
původní

$R^2 = 0,911$

model		
<b>M1</b>	$NEZ_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot INFL_t + \alpha_3 \cdot difd_t + \alpha_4 \cdot růstZADLD_t + \alpha_5 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_6 \cdot krize_t$	$R^2 = 0,656$
<b>M2</b>	$INFL_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot difd_t + \alpha_4 \cdot růstZADLD_t + \alpha_5 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_6 \cdot krize_t$	$R^2 = 0,716$
<b>M3</b>	$difd_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot INFL_t + \alpha_4 \cdot růstZADLD_t + \alpha_5 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_6 \cdot krize_t$	$R^2 = 0,484$
<b>M4</b>	$růstZADLD_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot INFL_t + \alpha_4 \cdot difd_t + \alpha_5 \cdot lnEXP_{SAS_t} + \alpha_6 \cdot krize_t$	$R^2 = 0,589$
<b>M5</b>	$lnEXP_{SAS_t} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot INFL_t + \alpha_4 \cdot difd_t + \alpha_5 \cdot růstZADLD_t + \alpha_6 \cdot krize_t$	$R^2 = 0,667$
<b>M6</b>	$krize_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot NEZ_t + \alpha_3 \cdot INFL_t + \alpha_4 \cdot difd_t + \alpha_5 \cdot růstZADLD_t + \alpha_5 \cdot lnEXP_{SAS_t}$	$R^2 = 0,7$

U těchto jednotlivých regresních modelů jsou provedeny odhady a pro každý model zvlášť vypočteny koeficienty determinace (Tab. 4.11).

Závěrem je proveden F-test, který vychází z formulace hypotéz dle vztahu (3.46). Po stanovení hypotéz je dle vzorce (3.47) vypočtena testovací statistika  $F_{vyp}$  a za platnosti rozhodovacího pravidla (3.48) je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  na hladině významnosti 5 %.

Tab. 4.12 *F-test – vícenásobný koeficient determinace*

model	$F_{vyp}$	$F_{krit}$	srovnání
M1	10,8062	$FINV(0,05; 6; 41 - 7) = 2,3803$	$F_{vyp} > F_{krit}$
M2	14,2864		
M3	5,3152		
M4	8,1208		
M5	11,3504		
M6	13,2222		

Z Tab. 4.12 vyplývá, že u všech zkoumaných modelů je testová statistika vyšší než kritická hodnota, je tedy zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  na hladině významnosti 5 % a v modelu je statisticky významná multikolinearita. Platí, že čím vyšší je hodnota testové statistiky  $F_{vyp}$  od kritické hodnoty, tím je multikolinearita vyšší.

Jako poslední způsob testování multikolinearity je použit výpočet míry korelovanosti, v rámci kterého jsou vypočteny faktory *VIF* dle vzorce (3.49) a *TOL* dle vzorce (3.50). Výsledné hodnoty míry korelovanosti jsou zobrazeny v Tab. 4.13.

Tab. 4.13 *Míra korelovanosti – výpočet faktorů VIF a TOL*

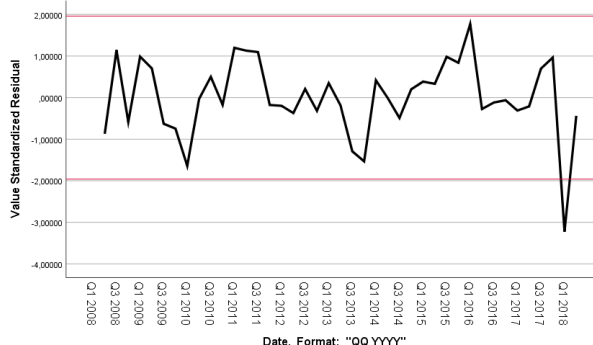
model	<i>VIF</i>	<i>TOL</i>
M1	2,9070	0,344
M2	3,5211	0,284
M3	1,9380	0,516
M4	2,4331	0,411
M5	3,0030	0,333
M6	3,3333	0,3

U faktoru *VIF* je dáno, že s růstem jeho hodnoty je silnější i multikolinearita. Výskyt multikolinearity je v modelu významný, jestliže je hodnota  $VIF > 10$ . U faktoru *TOL* je tomu naopak a multikolinearita je tedy silnější, čím menší je jeho hodnota. Výskyt multikolinearity je významný v případě, že je hodnota  $TOL < 0,1$ . Z Tab. 4.13 tedy vyplývá, že za předpokladu, že se v modelu vyskytuje multikolinearita, její výskyt není statisticky významný. Veškeré hodnoty párové korelace uvedené v Příloze č. 13 jsou nižší než hodnota 0,8 a koeficient determinace původního modelu dosahuje vysoké hodnoty 91,1 %. Model tedy nebude dále upravován o výskyt multikolinearity, lze však připustit drobné zkreslení.

### 4.4.3 Specifikace modelu

Zda je odhadnutý model správně specifikován je testováno pomocí grafické analýzy a prostřednictvím Ramsey RESET testu. Následující Graf 4.16 zobrazuje grafickou analýzu standardizovaných reziduí pomocí liniového testu.

Graf 4.16 Specifikace modelu - liniový graf reziduí



Z Grafu 4.16 je patrné, že většina hodnot standardizovaných reziduí leží uprostřed konfidenčního intervalu  $(-1,96; 1,96)$  a zároveň jejich rozmístění se jeví jako náhodné.

Jako další test chybné specifikace modelu je použit Ramsey RESET test. Tento test spočívá v určení predikovaných hodnot, které jsou zavedeny do původního modelu. Dalším krokem je stanovení hypotéz na základě vztahu (3.51). Následuje výpočet testovací statistiky  $F_{vyp}$  a za platnosti vztahu (3.53) je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  a model není správně specifikován.

Tab. 4.14 Ramsey RESET test

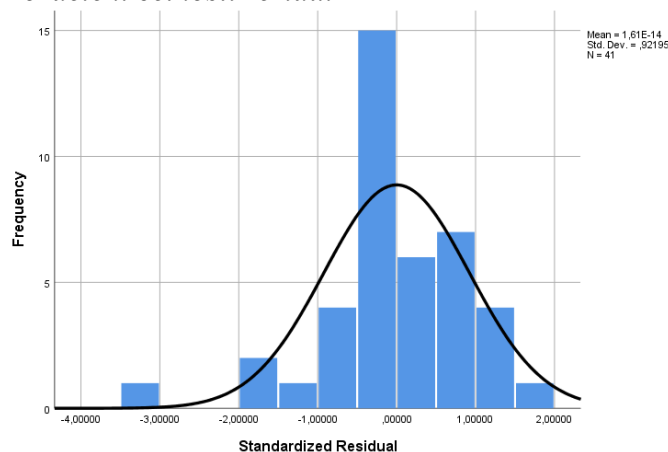
model	$F_{vyp}$	$F_{krit}$	srovnání
	0,5233	$FINV(0,05; 2; 9) = 4,2565$	$F_{vyp} < F_{krit}$

Z Tab. 4.14 lze vidět, že na 5 % hladině významnosti je přijata nulová hypotéza  $H_0$  a model je tedy správně specifikován.

### 4.4.4 Normalita reziduí

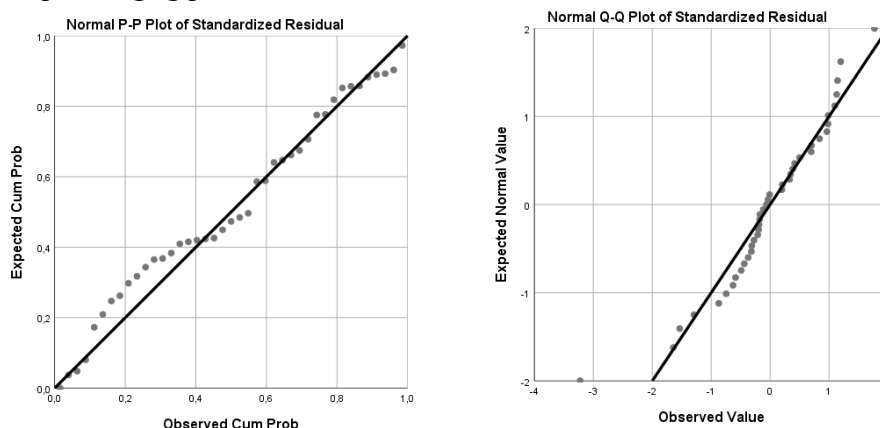
Normalita reziduí je testována graficky pomocí histogramu rozdělení četností, grafů P-P plot a Q-Q plot a pomocí Jarque Bera testu.

Graf 4.17 Histogram rozdělení četností reziduí



Z Grafu 4.17 lze vyčíst střední hodnotu, která je velmi blízko nule a směrodatnou odchylku, která je rovna 0,92195. Není však jasné, zda mají rezidua normální rozdělení. V následujícím Grafu 4.17 je zachycen graf P-P plot a Q-Q plot.

Graf 4.18 P-P plot a Q-Q plot



Z výše uvedených grafů P-P plot a Q-Q plot je zřejmé, že až na malé výkyvy hodnoty kopírují křivku nebo leží na ní. Lze tedy říci, že rezidua mají normální rozdělení. Pro potvrzení tohoto předpokladu je dále proveden JB test.

Pro JB test jsou nejprve formulovány hypotézy podle vztahu (3.55). Test je proveden pomocí deskriptivní statistiky v programu SPSS, ze které byly získány hodnoty šikmosti a špičatosti. Ty jsou následně dosazeny do vzorce (3.56) a je tak vypočtena testovací statistika JB. Vypočtená JB statistika je pomocí rozhodovacího pravidla dle vztahu (3.57) srovnána s kritickou hodnotou a v případě jeho platnosti je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  na zvolené hladině významnosti 5 %.

Tab. 4.15 Výsledné hodnoty JB testu

model	$JB(x_{vyp}^2)$	$x_{krit}^2$	srovnání
	9,7799	$CHIINV(0,05; 2) = 5,9915$	$x_{vyp}^2 > x_{krit}^2$

Z výsledků JB testu, které jsou zobrazeny v Tab. 4.15 je zřejmé, že na 5 % hladině významnosti je zamítnuta nulová hypotéza  $H_0$  a výběrové rozdělení reziduální složky tak nepochází z normálního rozdělení. Tuto skutečnost může mít za důsledek malý počet pozorování.

#### 4.4.5 Ekonomická verifikace

Cílem ekonomické verifikace je zhodnocení vypovídací schopnosti modelu a ekonomická interpretace regresních parametrů. Blíže je podstata ekonomické verifikace popsána v teoretické části v podkapitole 3.4.3.

Koeficient determinace je roven 91,1 %, lze tedy říci, že vypovídací schopnost modelu je dostatečná a že variabilita vysvětlované proměnné je z 91,1 % vysvětlena deterministickou částí a z 8,9 % náhodnou chybou.

Metodou nejmenších čtverců byly odhadnuty parametry modelu, který byl v průběhu modelování několikrát upraven. Nejprve, kvůli sezónnosti některých dat, došlo k dekompozici časových řad u proměnných HDP, daňové zatížení a export. Následně byly vysvětlující proměnné HDP, diskontní sazba, reálná mzda, zadluženost domácností, daňové zatížení a export transformovány buď dle vztahu (3.7), (3.8.) či (3.9). Aby byly zmírněny dopady finanční krize vypuklé v roce 2008, byla za tímto účelem zařazena do modelu také umělá proměnná. Poté byla provedena korelační matice, na úkor které byly z modelu vyřazeny tři statisticky nevýznamné proměnné, a to HDP, daňové zatížení a reálná mzda. Takto upravený model byl statisticky významný, a proto následovalo jeho otestování. V modelu se nevyskytuje autokorelace ani heteroskedasticita. Multikolinearita byla potvrzena, avšak z modelu nebyla odstraněna kvůli jejích nízkých hodnot. Normální rozdělení reziduí také nebylo potvrzeno, tato situace však může být zapříčiněna malým vzorkem – 41 pozorování.

Výsledný odhad modelu lze zapsat následovně:

$$\begin{aligned}
 NPL_t = & -29,853 + 0,599 \cdot NEZ_t - 0,301 \cdot INFL_t - 0,867 \cdot dif\ d_t \\
 & + 0,206 \cdot r\u00fastZADLD_t + 2,554 \cdot \ln EXP_{SAS_t} - 0,661 \cdot krize_t + \varepsilon_t,
 \end{aligned} \quad (4.9)$$

V podkapitole 4.1.1 byly určeny předpokládané vztahy mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými a proměnnou vysvětlovanou. Mezi vysvětlovanou proměnnou NPL

a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti byl stanoven pozitivní vztah, který byl potvrzen. Z modelu (4.9) tak vyplývá, že pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o 1 p.b., vzroste hodnota NPL o 0,599 %, ceteris paribus. Je tedy jasné, že s rostoucí mírou nezaměstnanosti mají dlužníci méně prostředků, zhoršuje se jejich platební situace a nejsou schopni dostát svým závazkům, v důsledku čehož roste hodnota úvěrů v selhání.

Mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou míra inflace byl určen vztah negativní. Z modelu (4.9) je jasné, že při zvýšení proměnné míra inflace o 1 p.b. klesne hodnota NPL o 0,301 %. V případě čerpání a splácení úvěru se totiž mění pohled na inflaci. Nastává totiž situace, kdy banka si „ukládá“ peníze u dlužníka a s vyšší inflací tak dlužníkovi klesá reálná hodnota splátky dluhu. Dlužník tak lépe splácí svůj dluh a klesá hodnota NPL. Tento vztah byl tedy potvrzen.

U proměnných NPL a diskontní sazby byl stanoven vztah pozitivní, ten však nebyl potvrzen. Z modelu (4.9) totiž vyplývá, že při zvýšení diskontní sazby o 1 p.b., dojde ke snížení hodnoty NPL o 0,867 %, ceteris paribus. Obecně se předpokládá, že při zvýšení diskontní sazby, od které se odvozují sazby pro poskytování úvěrů klientům, dojde ke zdražení úvěru. Opačný vztah lze odůvodnit obavami dlužníků z dalšího zvýšení sazeb a prodražení úvěrů, a proto mohou využívat předčasného splacení úvěrů, čímž se hodnota NPL snižuje.

Mezi proměnnou NPL a zadluženost domácností byl formulován pozitivní vztah, který také byl potvrzen. Dle modelu (4.9) lze tedy říci, že v případě zvýšení zadluženosti o 1 p.b., dojde ke zvýšení hodnoty NPL o 0,206 %, ceteris paribus. Je z toho tedy zřejmé, že v situaci, kdy domácnosti potřebují více cizích prostředků a více se zadlužují současně roste i hodnota NPL, jelikož nejsou pak schopny dostát svým závazkům.

Mezi proměnnými NPL a export je definován vztah negativní, ten však nebyl potvrzen. Z modelu (4.9) vyplývá, že v případě zvýšení proměnné export o 1 p.b. dojde ke zvýšení hodnoty NPL o 2,554 %, ceteris paribus. Předpokládalo se však, že zvýšeným exportem roste ekonomika státu a zlepšují se tak platební situace dlužníků, kteří jsou schopni dostát svým závazkům. Opačný vztah mezi proměnnými může být zapříčiněn situací, kdy je na danou zemi, do které se vyváží, uvaleno embargo, nějaká jiná omezení či restrikce. V tomhle případě subjektu, který vyváží zboží a služby, neplynou očekávané příjmy a může se tak zhoršit jeho platební situace.

Jako poslední byla do modelu zařazena umělá proměnná za účelem zmírnění dopadu finanční krize. Mezi touto proměnnou a vysvětlovanou proměnnou NPL je předpokládán

negativní vztah, který byl potvrzen. Z modelu (4.9) je zřejmé, že když vzroste vysvětlující proměnná krize o 1 p.b., sníží se hodnota ukazatele o 0,661 %, ceteris paribus. Tento vztah je dán zabezpečením finanční stability státu a zpříšňováním úvěrových podmínek bank.

Je tedy možné tvrdit, že zhodnocení hypotéz je v souladu s ekonomickou teorií.

## 4.5 Predikce na tři další období

Posledním krokem ekonometrického modelování je využití odhadnutého modelu. V této diplomové práci je model využit k predikci na tři následující období, a to na období od Q3 2018 do Q1 2019. Jelikož u většiny proměnných není jasný vývoj budoucích hodnot, jedná se o ex-ante predikci, tedy predikci budoucích hodnot. Tyto predikovaná data navazují na předchozí časovou řadu. V této části práce je nejprve provedena predikce bodová a následně intervalová.

Výsledky bodové predikce jsou zachyceny v následující Tab. 4.16.

Tab. 4.16 Bodová predikce vysvětlujících proměnných

Období	$NEZ_t$	$INFL_t$	$difd_t$	$růstZADLD_t$	$lnEXP_{SAs_t}$	$krize_t$
<b>Q3 2018</b>	3,57439	0,44463	0,09476	1,05311	12,65417	-0,26463
<b>Q4 2018</b>	3,47735	0,37394	0,10240	1,03144	12,66916	-0,28537
<b>Q1 2019</b>	3,38031	0,30324	0,11005	1,00978	12,68416	-0,30610

V Tab. 4.16 jsou zobrazeny predikované hodnoty vysvětlujících proměnných vytvořených pomocí programu SPSS a funkce Curve Estimation. Jako další krok jsou tato data přidána do původní časové řady proměnných a následně je provedena lineární regrese pro tento upravený model. Posledním krokem je intervalová predikce. Výsledky intervalové predikce zachycuje Tab. 4.17.

Tab. 4.17 Intervalová predikce

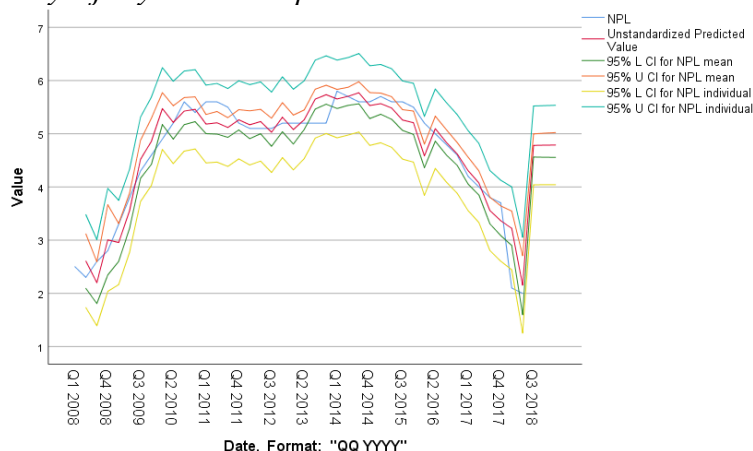
období	PRE	LMCI	UMCI	LICI	UICI
<b>Q3 2018</b>	4,78044	4,56242	4,99847	4,03950	5,52138
<b>Q4 2018</b>	4,78450	4,55872	5,01029	4,04125	5,52776
<b>Q1 2019</b>	4,78857	4,55494	5,02219	4,04289	5,53424

Z výsledků intervalové predikce uvedených v Tab. 4.19 je jasné, že hodnota NPL bude v predikovaném období růst, v prvním kvartálu (Q1) roku 2019 o 4,79 p.b. Dále lze z tabulky vidět, že v prvním kvartálu (Q1) roku 2019 leží střední hodnota vysvětlované proměnné s 95 % pravděpodobností v intervalu (4,55 %; 5,02 %) a individuální hodnota vysvětlované proměnné



leží s 95 % pravděpodobnostní uprostřed intervalu  $\langle 4,04 \% ; 5,53 \% \rangle$ . Tyto výsledky jsou také graficky zobrazeny následujícím Grafem 4.19.

*Graf 4.19 Predikce vývoje vysvětlované proměnné NPL*



Graf 4.19 zobrazuje několik křivek, které znázorňují predikované hodnoty z Tab. 4.19. Křivky LMCI a UMCI udávají dolní a horní mez konfidenčního intervalu pro střední hodnotu. Dále graf znázorňuje křivky LICI a UICI, které představují dolní a horní hranici konfidenčního intervalu individuálních hodnot. Z grafu je opět viditelné, že hodnota NPL v predikovaném období roste.

## 4.6 Shrnutí

Na počátku čtvrté kapitoly jsou charakterizovány jednotlivé vysvětlující proměnné a vztahy mezi nimi a vysvětlovanou proměnnou, které jsou zapsány funkcí (4.1). Následně je formulován ekonometrický model (4.3).

V dalším kroku je provedena grafická a popisná analýza, na základě které jsou poté v dekompozici časových řad sezónně očištěny proměnné HDP, daňové zatížení a export. Poté jsou transformovány proměnné HDP, diskontní sazba, reálná mzda, zadluženost domácností, daňové zatížení a export, buď pomocí difference, růstu či logaritmu. Dále je vypočtena korelační matice, z níž je zřejmé, že mezi vysvětlovanou proměnnou a třemi vysvětlujícími proměnnými (HDP, daňové zatížení a reálná mzda) jsou velmi nízké hodnoty korelačního koeficientu, a proto jsou tyto proměnné z modelu vyloučeny. Pro takto upravený model (4.6) je provedena lineární regrese (Příloha č. 8), v níž dosahuje koeficient determinace velmi vysoké hodnoty 91,1 % a současně jsou všechny proměnné statisticky významné na hladině významnosti 5 %.

V podkapitole 4.4 je model verifikován. Pomocí Studentova t-testu (Tab. 4.7) je zjištěno, že v případě všech regresních parametrů je hodnota testovací statistiky větší než

kritická hodnota a všechny parametry jsou tedy statisticky významné. Obdobně tomu je u provedení F-testu (Tab. 4.8), kdy opět vypočtená testovací statistika vyšla vyšší než kritická hodnota a model jako celek je tedy také statisticky významný. Dále je model testován na nežádoucí výskyt autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity. Autokorelace je testována graficky pomocí bodového a liniového grafu (Graf. 4.14) a grafu ACF a PACF (Graf 4.15), ze kterých není zřejmý výskyt autokorelace 1. řádu. Autokorelace není prokázána ani pomocí Durbin-Watsonova testu (Tab. 4.9). Heteroskedasticita je v této práci testována opět graficky pomocí bodových grafů (Příloha č. 10) a Whiteova testu (Tab. 4.10). Pomocí testů však není potvrzena a model je tedy homoskedastický. Výskyt multikolinearity je testován korelační maticí vysvětlujících proměnných (Příloha č. 12), vícenásobným koeficientem determinace (Tab. 4.12) a pomocí míry korelovanosti (Tab. 4.13). Z korelační matice vysvětlujících proměnných je jasné, že žádná z hodnot korelačního koeficientu nepřekračuje hodnotu 0,8 a v modelu by se tedy neměla vyskytovat multikolinearita. V následujících dvou testech je sice potvrzena multikolinearita, v případě míry korelovanosti (Tab. 4.13) lze však vidět, že hodnota faktoru  $VIF < 10$  a  $TOL > 0,1$  a výskyt multikolinearity tak není významný. Lze však připustit drobné zkreslení.

Zda je model správně specifikován je testováno pomocí liniového grafu reziduí (Graf 4.16), z něhož je zřejmé že většina hodnot leží uprostřed konfidenčního intervalu  $(-1,96; 1,96)$  a současně se jejich rozmístění jeví jako náhodné. Dále byl použit Ramsey RESET test, jehož výsledky jsou uvedeny v Tab 4.14. Z výsledků této tabulky je jasné, že vypočtená testovací statistika je menší než kritická hodnota, přijímá se tedy nulová hypotéza a model je tak správně specifikován.

Jako poslední je testována normalita reziduí, a to pomocí histogramu rozdělení četností (Graf. 4.17), grafů P-P plot a Q-Q plot (Graf 4.18) a Jarque-Bera testu. Z grafů P-P plot a Q-Q plot lze sice vidět, že většina hodnot kopíruje křivku, avšak JB testem je zjištěno, že výběrové rozdělení reziduální složky nepochází z normálního rozdělení. Tato skutečnost může být způsobena malým vzorkem, jelikož v této diplomové práci je pouze 41 pozorování.

V předposlední části této práce je provedena ekonomická verifikace, jejíž úkolem je ekonomická interpretace regresních parametrů a zhodnocení vypovídací schopnosti modelu. Koeficient determinace je roven 0,911. To znamená, že variabilita vysvětlované proměnné NPL je z 91,1 % vysvětlena deterministickou částí modelu a ze zbylých 8,9 % náhodnou chybou. Vypovídací schopnost modelu je tedy dostatečná.

První hypotézou je stanoven pozitivní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti. Jestliže totiž roste míra nezaměstnanosti, dlužníci nemají tolik prostředků, aby mohli řádně a včas dostát svým závazkům a v důsledku toho roste hodnota úvěrů v selhání. Tento pozitivní vztah mezi proměnnými byl potvrzen.

Předpokládaný negativní vztah mezi proměnnými NPL a míra inflace byl rovněž potvrzen. Za normálních okolností sice inflace není nikomu k prospěchu, avšak v případě čerpání a splácení dluhu dlužníkem si peníze „ukládá“ banka a dlužníkovi se tak s rostoucí inflací snižuje reálná hodnota splátky dluhu. V důsledku toho je dlužník lépe schopen splácet svůj dluh a hodnota NPL klesá.

Mezi proměnnými NPL a diskontní sazba byl předpokládán vztah pozitivní. Obecně se totiž předpokládá, že při zvýšení diskontních sazeb rostou i sazby pro poskytování úvěrů klientům, čímž se úvěr pro dlužníka stává dražším a může tak nastat situace, že bude mít dlužník problém úvěr splácet. Tento vztah však nebyl potvrzen. Důsledkem tohoto opačného vztahu mohou být obavy dlužníků ohledně dalšího zvýšení sazeb a zdražení úvěrů, na které reagují využitím předčasných a mimořádných splátek úvěrů. V takovém případě by došlo k poklesu hodnoty NPL.

Pozitivní vztah byl předpokládán také mezi proměnnými NPL a zadluženost domácností, který byl potvrzen. Jestliže se domácnosti více zadlužují, zhoršuje se jejich platební schopnost a v důsledku toho nastávají problémy se splácením úvěrů, čímž roste hodnota úvěrů v selhání.

V předposlední hypotéze byl formulován negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a proměnnou vysvětlující export. S růstem exportu roste domácí ekonomika a zlepšuje se tak platební schopnost dlužníku, kteří by neměli mít problém dostát svým závazkům. Tento vztah však nebyl potvrzen. Důvodem může být situace, kdy na zemi, do které se vyváží, je uvaleno embargo, případně jiná omezení či restrikce, a domácímu subjektu tak neplynou očekávané příjmy z prodeje zboží a služeb. Takovému dlužníkovi se zhoršuje platební situace a není schopen řádně splácet dluh.

Jako poslední byl formulován negativní vztah mezi proměnnou NPL a umělou proměnnou krize, která byla do modelu zavedena za účelem zmírnění dopadů globální finanční krize. Tento vztah byl potvrzen, což značí, že zabezpečování finanční stability státu a zpříšňování úvěrových podmínek bank vede k poklesu hodnoty NPL.

Lze tedy říci, že zhodnocení hypotéz je v souladu s ekonomickou teorií.

Na závěr této diplomové práce je model využit k predikci na tři následující období, tedy období od Q3 2018 do Q1 2019. Nejprve je provedena bodová predikce, jejíž výsledky jsou uvedeny v Tab. 4.16. Tyto data jsou přidány do původní časové řady vysvětlujících proměnných a pro tento upravený model je provedena lineární regrese. Posledním krokem je intervalová predikce jejíž výsledky jsou uvedeny v Tab. 4.17. Z této tabulky a Grafu 4.19 je jasné, že hodnota NPL bude v predikovaném období růst. Krom toho je jasné, že s 95 % pravděpodobností bude střední hodnota NPL v Q1 2019 ležet v intervalu  $\langle 4,55\%; 5,02\% \rangle$  a individuální hodnota NPL v intervalu  $\langle 4,04\%; 5,53\% \rangle$ .

## 5 Závěr

Cílem diplomové práce bylo posouzení vlivu vybraných faktorů na úvěry v selhání v České republice za období od prvního čtvrtletí roku 2008 do druhého čtvrtletí roku 2018. Celkem bylo vybráno osm faktorů, mezi které patří HDP, míra nezaměstnanosti, míra inflace, diskontní sazba, reálná mzda, zadluženost domácností, daňové zatížení a export. Veškerá data byla čtvrtletní a byla čerpána ze systému časových řad ČNB - ARAD.

Práce byla rozdělena do pěti kapitol, z nichž první představoval úvod a pátou závěr. Druhá kapitola byla teoretická a byla v ní přiblížena problematika související se zkoumaným problémem. V této kapitole byl přiblížen pojem finanční stability a její vývoj v České republice od vzniku samostatného státu v roce 1993 až do roku 2018, role České národní banky a průběh i dopady globální finanční krize z roku 2008. Druhá část této kapitoly byla věnována makroprudenční politice, kde byly popsány nástroje a cíle makroprudenční politiky a jednotlivé Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti.

Třetí kapitola byla opět teoretická a zahrnovala přesnou metodologii, dle které bylo postupováno v následující aplikační části diplomové práce. Tato kapitola měla pět částí, které korespondovaly s jednotlivými kroky ekonometrického modelování. Jednalo se o formulaci modelu, sběr a analýzu dat, odhad parametrů modelu, následně verifikaci modelu a jeho využití, což byla v případě této diplomové práce predikce na následující tři období.

Čtvrtá kapitola byla aplikační a dle jednotlivých kroků ekonometrické analýzy a metodologie obsahovala pět částí. První část byla věnována formulaci modelu. Nejprve byl tedy model formulován ekonomicky, kde byly charakterizovány jednotlivé proměnné modelu a určeny vzájemné vztahy mezi vysvětlovanou proměnnou a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými. Takto formulovaný model byl následně převeden do matematické podoby a přidáním náhodné složky do modelu byl formulován ekonometricky.

Druhá část čtvrté kapitoly byla zaměřena na grafickou a popisnou analýzu dat, kde byly graficky pomocí liniových grafů zobrazeny časové řady. Dále byly vypočteny deskriptivní statistiky a provedena analýza extrémních a odlehlých hodnot. Posledním krokem této části bylo, pomocí dekompozice časových řad, sezónní očištění proměnných a následná transformace dat buď pomocí difference, růstu či logaritmu.

V třetí části čtvrté kapitoly byla vypočtena korelační matice vyjadřující závislost mezi proměnnými. Pomocí metody nejmenších čtverců byl poté odhadnut lineární regresní model včetně výpočtu koeficientu determinace.

Ve čtvrté části byl model verifikován. Nejprve byla učiněna statistická verifikace, ve které byla pomocí Studentova t-testu zjištěna statistická významnost všech regresních parametrů a následně dle F-testu i statistická významnost modelu jako celku. Dále byl model v rámci ekonomické verifikace testován na výskyt autokorelace, multikolinearity a heteroskedasticity. Autokorelace ani heteroskedasticita nebyla v modelu potvrzena. V modelu sice byla zjištěna multikolinearita, kvůli její nízké hodnoty však model nebyl dále upravován. Dalšími testy je potvrzena správná specifikace modelu, nebyla však potvrzena normalita reziduí, což může být zapříčiněno malým vzorkem (41 pozorování). Posledním krokem byla ekonomická verifikace, kde byly interpretovány jednotlivé regresní parametry a zhodnocen koeficient determinace.

Pátá a poslední část čtvrté kapitoly byla věnovaná predikci vývoje vysvětlované proměnné NPL na následující tři období.

Z výsledků zjištěných v této diplomové práci lze usuzovat, že na hodnotu úvěrů v selhání mělo vliv šest faktorů. Pozitivní vliv na hodnotu úvěrů v selhání měla míra nezaměstnanosti, zadluženost domácností a export a negativní vliv měla míra inflace, diskontní sazba a umělá proměnná krize, která byla vytvořena za účelem zmírnění dopadů finanční krize z roku 2008. Kromě toho by měly být Českou národní bankou za účelem zabezpečení finanční stability státu prováděny přísnější regulace v bankovním sektoru.

## Seznam použité literatury

### Odborné publikace

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [2] *Bank stability, sovereign debt and derivatives*. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2013. Palgrave Macmillan studies in banking and financial institutions. ISBN 978-1-137-33214-1. Sborníky.
- [3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [4] GEWEKE, John. *Complete and incomplete econometric models*. Princeton: Princeton University Press, c2010. Econometric and Tinbergen Institutes lectures. ISBN 978-0-691-14002-5.
- [5] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [6] HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. Vysokoškolská učebnice (Vysoká škola ekonomická v Praze). ISBN 978-80-245-1623-3.
- [7] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [8] JÍLEK, Josef. *Finanční trhy a investování*. Praha: Grada Publishing, 2009. 648 s. ISBN 978-80-247-1653-4.
- [9] KOMÁRKOVÁ, Zlatoše, Jan FRAIT a Luboš KOMÁREK. *Macroprudential policy in a small economy*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2013. ISBN 978-80-248-3300-2.
- [10] POLOUČEK, Stanislav. *Bankovníctví*. V Praze: C.H. Beck, 2006. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-462-7.
- [11] POLOUČEK, Stanislav. *Peníze, banky, finanční trhy*. V Praze: C.H. Beck, 2009. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-152-9.
- [12] ŠENKÝŘOVÁ, Bohuslava. *Bankovníctví*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2010. ISBN 978-80-7408-029-6

## Články v odborném časopise

- [13] MELECKÝ, A., M. MELECKÝ a M. ŠULGANOVÁ. Úvěry v selhání a makroekonomika: modelování systémového kreditního rizika v České republice. *Politická ekonomie*. 2015, vol. 63, č.8, s. 921-947. ISSN 0032-3233.

## Elektronické dokumenty a ostatní

- [14] BANKOVNICTVÍ. *Rizika pro finanční stabilitu a makrobezpečnostní politika ČNB v roce 2016* [online]. [3.6.2016]. Dostupné z: <https://bankovnictvionline.cz/fokus/rizika-pro-financni-stabilitu-makrobezretnostni-politika-cnb-v-roce-2016>
- [15] BANKOVNICTVÍ. *S oživením ekonomiky nastává čas pro aktivní makrobezpečnostní politiku* [online]. [20.7.2015]. Dostupné z: <https://bankovnictvionline.cz/banky-finance/s-ozivenim-ekonomiky-nastava-cas-pro-aktivni-makrobezretnostni-politiku>
- [16] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Úvěry se selháním a situace v Evropě jako varovný příklad* [online]. ČNB[20.4.2018]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/verejnost/servis-pro-media/autorske-clanky-rozhovory-s-predstaviteli-cnb/Uvery-se-selhanim-a-situace-v-Evrope-jako-varovny-priklad/>
- [17] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2004* [online]. ČNB [2004]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2004/FS\\_2004.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2004/FS_2004.pdf)
- [18] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2005* [online]. ČNB [2005]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2005/FS\\_2005.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2005/FS_2005.pdf)
- [19] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2006* [online]. ČNB [2006]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2006/FS\\_2006.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2006/FS_2006.pdf)
- [20] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2007* [online]. ČNB [2007]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2007/FS\\_2007.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2007/FS_2007.pdf)
- [21] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2008/2009* [online]. ČNB [2009]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2008-2009/FS\\_2008-2009.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2008-2009/FS_2008-2009.pdf)



- [22] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2009/2010* [online]. ČNB [2010]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/FS\\_2009-2010/FS\\_2009-2010.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/FS_2009-2010/FS_2009-2010.pdf)
- [23] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2010/2011* [online]. ČNB [2011]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2010-2011/fs\\_2010-2011.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2010-2011/fs_2010-2011.pdf)
- [24] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2011/2012* [online]. ČNB [2012]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2011-2012/fs\\_2011-2012.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2011-2012/fs_2011-2012.pdf)
- [25] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2012/2013* [online]. ČNB [2013]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2012-2013/fs\\_2012-2013.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2012-2013/fs_2012-2013.pdf)
- [26] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2013/2014* [online]. ČNB [2014]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2013-2014/fs\\_2013-2014.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2013-2014/fs_2013-2014.pdf)
- [27] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2014/2015* [online]. ČNB [2015]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2014-2015/fs\\_2014-2015.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2014-2015/fs_2014-2015.pdf)
- [28] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2015/2016* [online]. ČNB [2016]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2015-2016/fs\\_2015-2016.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2015-2016/fs_2015-2016.pdf)
- [29] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2016/2017* [online]. ČNB [2017]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2016-2017/fs\\_2016-2017.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2016-2017/fs_2016-2017.pdf)
- [30] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o finanční stabilitě za rok 2017/2018* [online]. ČNB [2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy\\_fs/fs\\_2017-2018/fs\\_2017-2018.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2017-2018/fs_2017-2018.pdf)
- [31] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Zpráva o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003* [online]. ČNB [2013]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/o\\_cnb/.galleries/publikace/download/fsr\\_k\\_2003.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/o_cnb/.galleries/publikace/download/fsr_k_2003.pdf)

- [32] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Finanční stabilita* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/>
- [33] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Makrobezpečnostní politika* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/makrobezretnostni-politika/>
- [34] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zátěžové testy* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/zatezove-testy/>
- [35] EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *Co jsou to špatné úvěry?* [online]. ECB [12.9.2016]. Dostupné z: <https://www.bankingsupervision.europa.eu/about/ssmexplained/html/npl.cs.html>
- [36] EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *Strategie makrobezpečnostní politiky* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/tasks/stability/strategy/html/index.cs.html>
- [37] NOVOTNÝ, Josef. Posouzení vybraných přístupů stanovení kapitálového požadavku na kreditní riziko komerční banky. Ostrava, 2012. Doktorská disertační práce. Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, Fakulta ekonomická, Katedra financí.
- [38] Vyhláška č. 123 ze dne 15. květen 2007 o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry. In: Sbírka zákonů České republiky. 2007, částka 46. Dostupný také z: <https://www.epravo.cz/top/zakony/sbirka-zakonu/vyhlaska-ze-dne-15-kvetna-2007-o-pravidlech-obezretnhopodnikani-bank-sporitelnich-a-uvernich-druzstev-a-obchodniku-s-cennymi-papiry16035.html>
- [39] VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ - TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA. *Časové řady* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <http://homen.vsb.cz/~oti73/cdpast1/>
- [40] Zákon č. 120 ze dne 24. duben 2007 o změně některých zákonů v souvislosti se stanovením kapitálových požadavků. In: Sbírka zákonů České republiky. 2007, částka 1392. Dostupný také z: <https://portal.gov.cz/app/zakony/zakonPar.jsp?idBiblio=64819&nr=120~2F2007&rpp=15#local-content>
- [41] Zákon č. 21 ze dne 20. prosinec 1991 o bankách. In: Sbírka zákonů České republiky. 1992, částka 98. Dostupný také z: <https://portal.gov.cz/app/zakony/zakonPar.jsp?idBiblio=39677&nr=21~2F1992&rpp=15#local-content>

- [42] Zákon č. 6 ze dne 17. prosinec 1992 o České národní bance. In: Sbírka zákonů České republiky. 1993, částka 35. Dostupný také z: <https://portal.gov.cz/app/zakony/zakonNov.jsp?idBiblio=40505&fulltext=o~20~C4~8Desk~C3~A9~20n~C3~A1rodn~C3~AD~20bance&nr=6~2F1993&rpp=15#local-content>
- [43] INVESTOPEDIA. *Basel I* [online]. [30.5.2018]. Dostupné z: [https://www.investopedia.com/terms/b/basel\\_i.asp](https://www.investopedia.com/terms/b/basel_i.asp)
- [44] PATRIA ONLINE. *Basel I, Basel II, Basel III* [online]. [cit. 2017-4-4]. Dostupné z: <https://www.patria.cz/zpravodajstvi/1852249/basel-i-basel-ii--basel-iii.html>
- [45] INVESTOPEDIA. *Basel II* [online]. [30.5.2018]. Dostupné z: <https://www.investopedia.com/terms/b/baselii.asp>
- [46] ČESKÉ VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ V PRAZE. *Úvod do analýzy časových řad* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: [https://www.fd.cvut.cz/department/k611/PEDAGOG/VSM/7\\_AnalyzaCasRad.pdf](https://www.fd.cvut.cz/department/k611/PEDAGOG/VSM/7_AnalyzaCasRad.pdf)
- [47] INVESTOPEDIA. *Basel III* [online]. [30.5.2018]. Dostupné z: <https://www.investopedia.com/terms/b/baseliii.asp>
- [48] NOVOTNÝ, Josef. *Nové indikátory hodnocení bank* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: [https://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/rmfr/.content/galerie-dokumentu/2014/plneneni-prispevku/Novotny.Josef\\_2.pdf](https://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/rmfr/.content/galerie-dokumentu/2014/plneneni-prispevku/Novotny.Josef_2.pdf)
- [49] OSTRAVSKÁ UNIVERZITA. *Analýza časových řad* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <http://www1.osu.cz/~bujok/files/ancas.pdf>
- [50] ZPRAVY.AKTUALNE.CZ. *Před 10 lety přišel obří třes. Globální ekonomická krize v číslech a datech.* [online]. [7.9.2018]. Dostupné z: <https://zpravy.aktualne.cz/ekonomika/globalni-ekonomicka-krize-2008-v-datech-den-podni/r~5f4503acb10111e899900cc47ab5f122/>

- [51] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *O ČNB* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/)
- [52] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Bezpečnostní kapitálová rezerva* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/makroobezretnostni-politika/bezpecnostni-kapitalova-rezerva/>
- [53] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/makroobezretnostni-politika/doporuceni-k-rizeni-rizik-spojenych-s-poskytovanim-retailovych-uveru-zajistenych-rezidencni-nemovitosti/>
- [54] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financnistabilita/makroobezretnostni-politika/kapitalova-rezerva-ke-kryti-systemoveho-rizika/>
- [55] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Proticyklická kapitálová rezerva* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/financni-stabilita/makroobezretnostni-politika/proticyklicka-kapitalova-rezerva/>
- [56] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Historie ČNB: Nový koncept kapitálové přiměřenosti (Basel II)* [online]. [cit. 2019-20-4]. Dostupné z: [https://www.historie.cnb.cz/cs/regulace\\_a\\_dohled/regulace\\_a\\_dohled\\_v\\_oblasti\\_financniho\\_trhu\\_ii/novy\\_koncept\\_kapitalove\\_pri\\_merenosti\\_basel\\_ii.html](https://www.historie.cnb.cz/cs/regulace_a_dohled/regulace_a_dohled_v_oblasti_financniho_trhu_ii/novy_koncept_kapitalove_pri_merenosti_basel_ii.html)

## Seznam zkratek

a.s.	akciová společnost
ACF	autokorelační funkce
ARAD	systém časových řad České národní banky
BASEL	Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti
BCBS	Basilejská komise pro bankovní dohled
CDO	Collateralized Debt Obligation (zajištěná dluhová obligace)
CERTIS	systém mezibankovního platebního styku
ceteris paribus	za jinak neměnných okolností
CI	podmíněný index matice
CO	Cochrane-Orcutt
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
ČR	České republiky
ČSÚ	Český statistický úřad
d	diskontní sazba
DTI	Debt To Income
DW	Durbin-Watson
EBA	Evropský orgán pro bankovníctví
EBA	Evropským orgánem pro bankovníctví
EET	elektronická evidence tržeb
EIOPA	Evropský orgán pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění
ESFS	Evropský systém finančního dohledu
ESMA	Evropský orgán pro cenné papíry a trhy

ESRB	Evropská rada pro systémová rizika
ESS	vysvětlený součet čtverců
EU	Evropská unie
EXP	export
FED	federální rezervní systém
$H_0$ a $H_A$	nulová a alternativní hypotéza
HDP	hrubý domácí produkt
INFL	míra inflace
JB	Jarque-Bera
LCR	ukazatel krátkodobé likvidity
LICI	dolní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnotu
LMCI	dolní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnotu
LTV	Loan To Value
MFČR	ministerstvo financí České republiky
MS EXCEL	Microsoft Excel
NEZ	míra nezaměstnanosti
NPL	objem úvěrů v selhání
NSFR	poměr čistého stabilního financování
PACF	parciální autokorelační funkce
RSS	reziduální součet čtverců
TOL	koeficient rozsahu tolerance
TSS	celkový součet čtverců
UICI	horní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnotu
UMCI	horní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnotu

USA	Spojené státy americké
VIF	koeficient změny variability
ZADLD	zadluženost domácností

## Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 24. dubna

  
Marilyn Molnárová



## **Seznam příloh**

Příloha č. 1: Vstupní data

Příloha č. 2: Bodové diagramy – vzájemné vztahy mezi proměnnými

Příloha č. 3: Deskriptivní statistika

Příloha č. 4: Boxploty - analýza extrémních a odlehlých hodnot

Příloha č. 5: Korelační matice

Příloha č. 6: Křížová korelace

Příloha č. 7: Korelační matice pro časově upravené proměnné

Příloha č. 8: Lineární regrese pro model (4.6)

Příloha č. 9: Korelační matice

Příloha č. 10: Heteroskedasticita (bodové diagramy rozložení kvadratických reziduí)

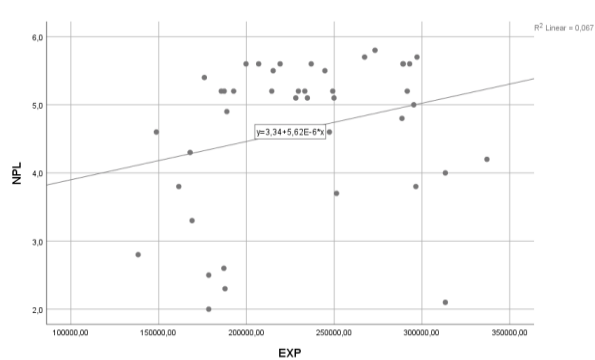
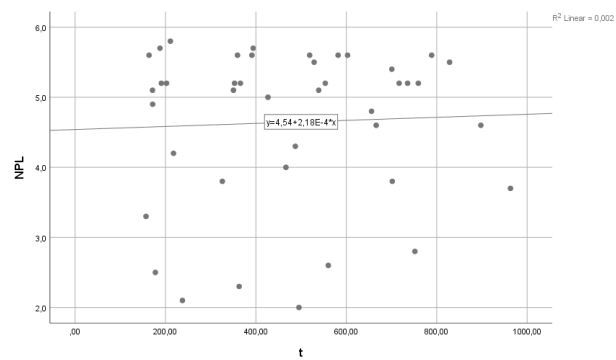
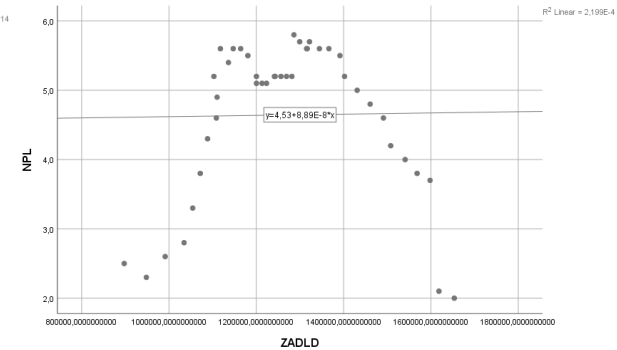
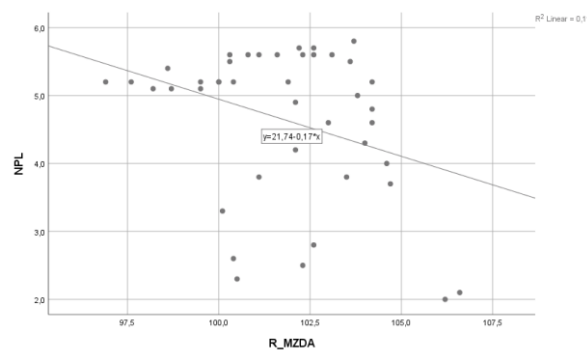
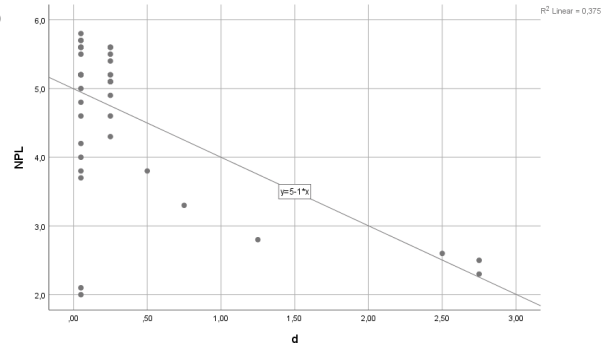
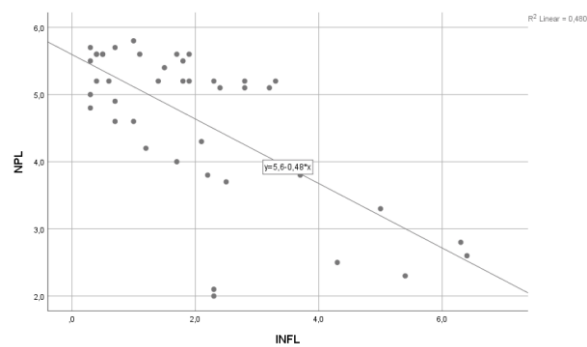
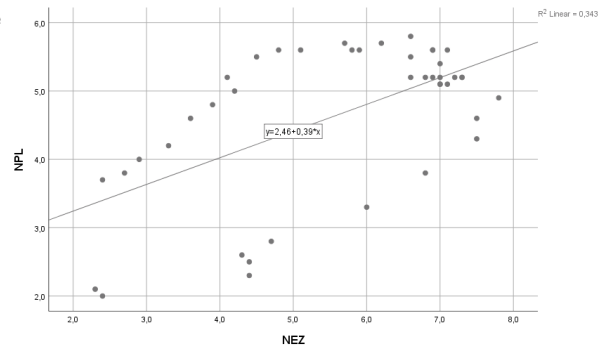
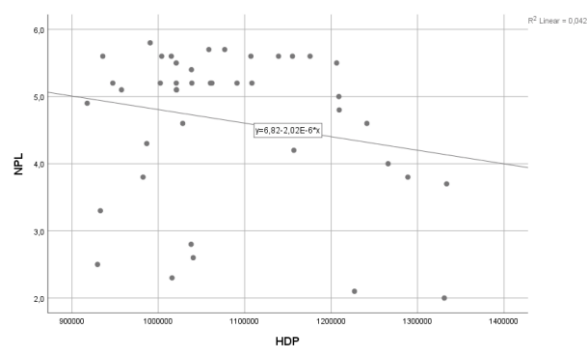
Příloha č. 11: Whiteův test - odhad odvozeného pomocného modelu

Příloha č. 12: Multikolinearita - korelační matice vysvětlujících proměnných

# Příloha č. 1: Vstupní data

Období	HDP	NEZ	INFL	R_MZDA	NPL	ZADLD	t	EXP	d
31.03.2008	929700	4,4	4,3	102,3	2,5	897431,9	177,57	178514	2,75
30.06.2008	1015944	4,4	5,4	100,5	2,3	948159,6	362,94	187798,7	2,75
30.09.2008	1040456	4,3	6,4	100,4	2,6	991250,6	560,15	187141,9	2,5
31.12.2008	1038017	4,7	6,3	102,6	2,8	1034498	751,7	138309	1,25
31.03.2009	933028	6	5	100,1	3,3	1054357	156,96	169021,5	0,75
30.06.2009	982413	6,8	3,7	101,1	3,8	1071609	325,72	161465,5	0,5
30.09.2009	986655	7,5	2,1	104	4,3	1088327	487,18	167910,9	0,25
31.12.2009	1028313	7,5	1	104,2	4,6	1108504	666,1	148673,6	0,25
31.03.2010	917763	7,8	0,7	102,1	4,9	1110085	171,58	188822,4	0,25
30.06.2010	1002363	7,3	0,6	101,9	5,2	1102867	352,72	192715,8	0,25
30.09.2010	1003950	7,1	1,1	100,3	5,6	1117740	518,93	199775,5	0,25
31.12.2010	1038388	7	1,5	98,6	5,4	1136161	700,65	176025,9	0,25
31.03.2011	935801	6,9	1,7	101,1	5,6	1147102	163,63	219195,6	0,25
30.06.2011	1015093	6,9	1,9	100,8	5,6	1164255	359,21	206969,4	0,25
30.09.2011	1020757	6,6	1,8	100,3	5,5	1180649	528,76	215211,9	0,25
31.12.2011	1062104	6,6	1,9	100	5,2	1200257	716,91	187352,4	0,25
31.03.2012	957466	7	2,4	99,5	5,1	1200286	171,24	249895	0,25
30.06.2012	1021068	7	2,8	98,7	5,1	1213166	350,23	234720	0,25
30.09.2012	1021043	7,1	3,2	98,2	5,1	1223379	538,87	228113	0,25
31.12.2012	1060335	7,2	3,3	100,4	5,2	1241348	735,55	185676	0,05
31.03.2013	947380	7,3	2,8	97,6	5,2	1242986	190,87	233258	0,05
30.06.2013	1020805	6,9	2,3	99,5	5,2	1256388	365,73	229599	0,05
30.09.2013	1038854	7	1,8	100	5,2	1269133	553,45	249160	0,05
31.12.2013	1091089	6,8	1,4	96,9	5,2	1281432	759,24	214416	0,05
31.03.2014	990626	6,6	1	103,7	5,8	1286179	210,77	273254	0,05
30.06.2014	1076850	6,2	0,7	102,6	5,7	1299256	393,88	267324	0,05
30.09.2014	1107159	5,8	0,5	101,6	5,6	1316586	581,91	289345	0,05
31.12.2014	1139154	5,9	0,4	102,3	5,6	1315231	788,77	236906	0,05
31.03.2015	1058526	5,7	0,3	102,2	5,7	1321731	187,78	297181	0,05
30.06.2015	1155270	5,1	0,5	102,6	5,6	1344518	391,14	292973	0,05
30.09.2015	1175617	4,8	0,4	103,1	5,6	1366199	602,69	289172	0,05
31.12.2015	1206370	4,5	0,3	103,6	5,5	1391526	828,48	244705	0,05
31.03.2016	1108360	4,1	0,4	104,2	5,2	1402041	202,29	291622	0,05
30.06.2016	1208935	4,2	0,3	103,8	5	1430925	426,69	295345	0,05
30.09.2016	1209349	3,9	0,3	104,2	4,8	1460737	655,76	288613	0,05
31.12.2016	1241346	3,6	0,7	103	4,6	1491099	897,6	247306	0,05
31.03.2017	1156870	3,3	1,2	102,1	4,2	1507808	217,74	337017	0,05
30.06.2017	1265905	2,9	1,7	104,6	4	1540838	466,36	313336	0,05
30.09.2017	1288766	2,7	2,2	103,5	3,8	1568264	701,65	296516	0,05
31.12.2017	1333647	2,4	2,5	104,7	3,7	1597943	963,21	251331	0,05
31.03.2018	1227044	2,3	2,3	106,6	2,1	1618252	237,44	313329	0,05
30.06.2018	1330946	2,4	2,3	106,2	2	1653386	495,26	178514	0,05

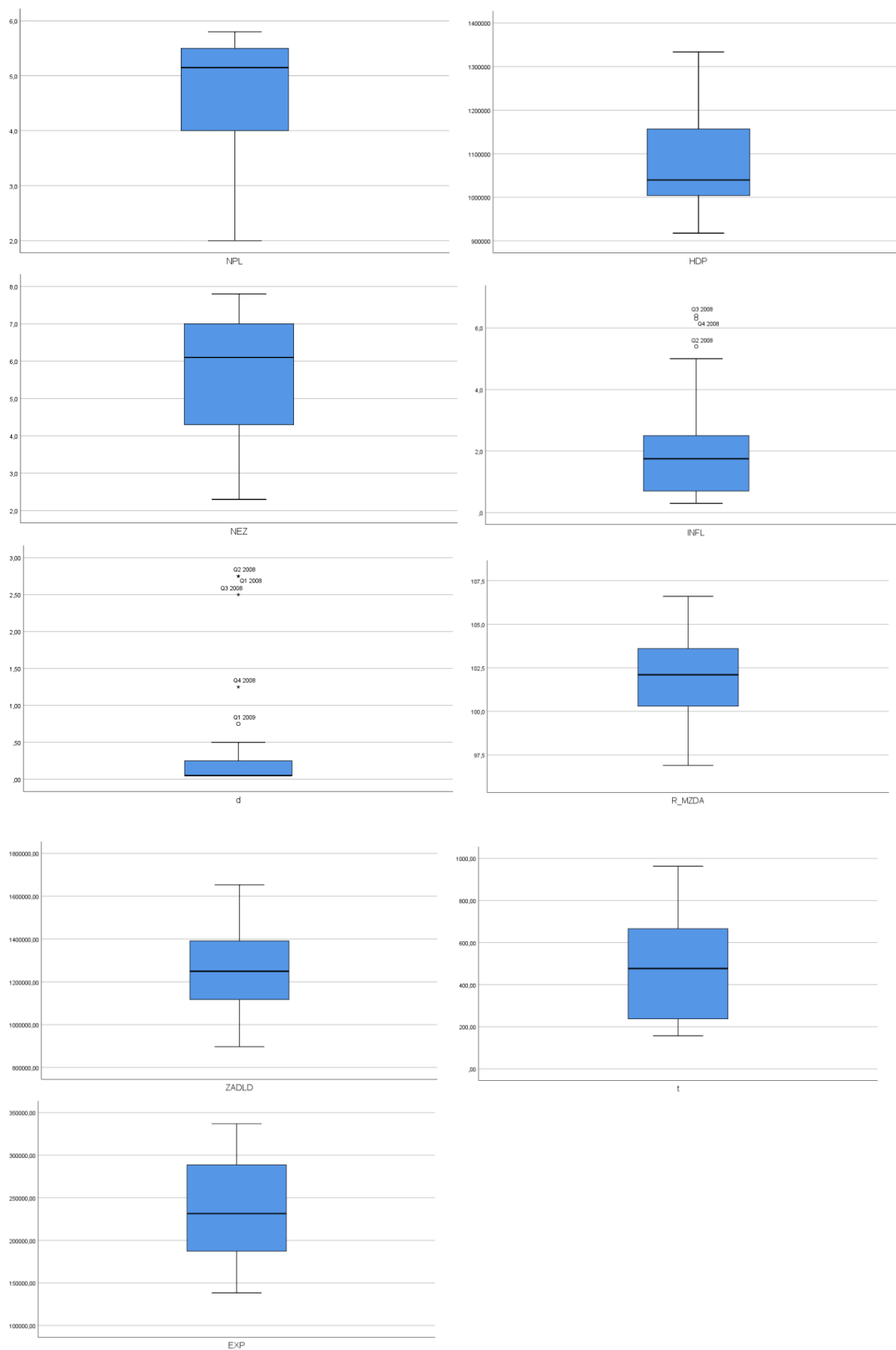
## Příloha č. 2: Bodové diagramy – vzájemné vztahy mezi proměnnými



### Příloha č. 3: Deskriptivní statistika

	NPL	HDP	NEZ	INFL	d	R_MZDA	ZADLD	t	EXP
<b>počet pozorování</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>chybějící pozorování</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>minimum</b>	2,00	917763,00	2,30	0,30	0,05	96,90	897431,90	156,96	138309,00
<b>maximum</b>	5,80	1333647,00	7,80	6,40	2,75	106,60	1653385,80	963,21	337017,00
<b>střední hodnota</b>	4,64	1080702,98	5,58	1,99	0,35	101,80	1266521,06	474,17	232226,90
<b>směrodatná odchylka</b>	1,12	112955,48	1,68	1,61	0,69	2,25	186542,12	229,20	51716,78
<b>rozptyl</b>	1,25	12758940999,29	2,81	2,61	0,47	5,05	34797962708,51	52532,02	2674625449,31
<b>šikmost</b>	-1,17	0,69	-0,60	1,26	2,96	-0,08	0,27	0,25	0,14
<b>std. chyba šikmosti</b>	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37
<b>špičatost</b>	0,17	-0,41	-0,98	1,19	7,93	-0,38	-0,49	-0,98	-1,04
<b>std. chyba špičatosti</b>	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72

## Příloha č. 4: Boxploty - analýza extrémních a odlehlých hodnot



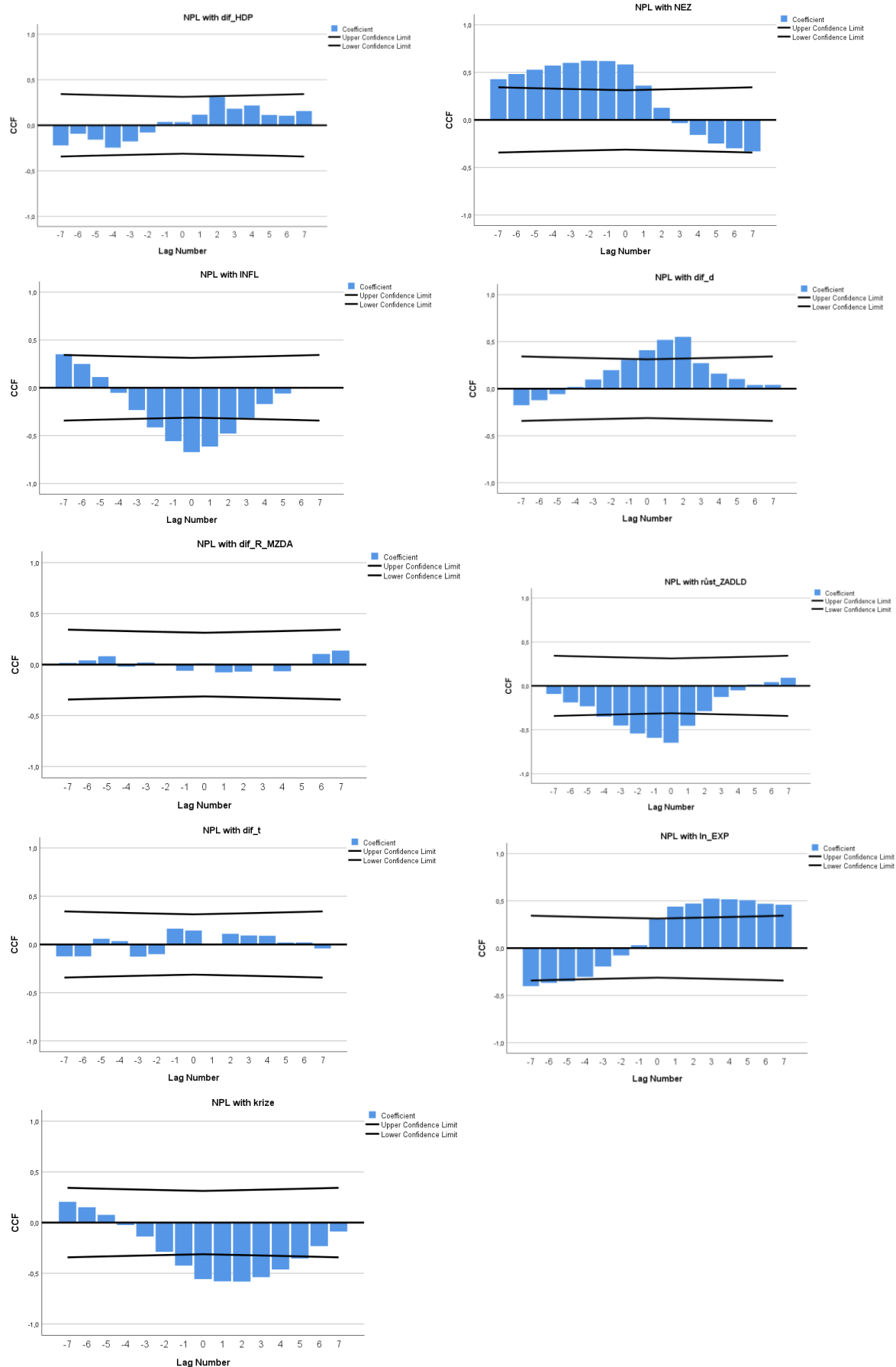
## Příloha č. 5: Korelační matice

		$NPL_t$	$difHDP_{SAS_t}$	$NEZ_t$	$INFL_t$	$difd_t$	$difR\_MZDA_t$	$růstZADLD_t$	$dift_{SAS_t}$	$lnEXP_{SAS_t}$	$krize_t$
$NPL_t$	Pearson Correlation	1	0,035	,586**	-,693**	,409**	0,011	-,648**	0,145	,358*	-,600**
	Sig.		0,828	0	0	0,008	0,944	0	0,367	0,02	0
	N	42	41	42	42	41	41	41	41	42	42
$difHDP_{SAS_t}$	Pearson Correlation	0,035	1	-,376*	-,357*	,482**	-0,094	-0,007	0,145	,481**	-,316*
	Sig.	0,828		0,016	0,022	0,001	0,559	0,965	0,366	0,001	0,044
	N	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
$NEZ_t$	Pearson Correlation	,586**	-,376*	1	-,0061	0,013	-0,078	-,434**	-0,011	-,454**	0,034
	Sig.	0	0,016		0,702	0,936	0,626	0,005	0,944	0,003	0,83
	N	42	41	42	42	41	41	41	41	42	42
$INFL_t$	Pearson Correlation	-,693**	-,357*	-,0061	1	-,646**	-0,017	,634**	-0,106	-,597**	,696**
	Sig.	0	0,022	0,702		0	0,915	0	0,509	0	0
	N	42	41	42	42	41	41	41	41	42	42
$difd_t$	Pearson Correlation	,409**	,482**	0,013	-,646**	1	-0,168	-,450**	0,115	,444**	-,620**
	Sig.	0,008	0,001	0,936	0		0,295	0,003	0,473	0,004	0
	N	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
$difR\_MZDA_t$	Pearson Correlation	0,011	-0,094	-,0078	-,0017	-,0168	1	-0,02	-0,026	0,113	0,045
	Sig.	0,944	0,559	0,626	0,915	0,295		0,899	0,869	0,484	0,782
	N	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
$růstZADLD_t$	Pearson Correlation	-,648**	-0,007	-,434**	,634**	-,450**	-0,02	1	-0,053	-0,213	,611**
	Sig.	0	0,965	0,005	0	0,003	0,899		0,742	0,182	0
	N	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
$dift_{SAS_t}$	Pearson Correlation	0,145	0,145	-,0011	-,0106	0,115	-0,026	-0,053	1	-0,022	-,0199
	Sig.	0,367	0,366	0,944	0,509	0,473	0,869	0,742		0,892	0,211
	N	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
$lnEXP_{SAS_t}$	Pearson Correlation	,358*	,481**	-,454**	-,597**	,444**	0,113	-0,213	-0,022	1	-,686**
	Sig.	0,02	0,001	0,003	0	0,004	0,484	0,182	0,892		0
	N	42	41	42	42	41	41	41	41	42	42
$krize_t$	Pearson Correlation	-,600**	-,316*	0,034	,696**	-,620**	0,045	,611**	-0,199	-,686**	1
	Sig.	0	0,044	0,83	0	0	0,782	0	0,211	0	
	N	42	41	42	42	41	41	41	41	42	42

\*\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.01 (oboustranný test).

\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.05 (oboustranný test).

## Příloha č. 6: Křížová korelace



## Příloha č. 7: Korelační matice pro časově upravené proměnné

		$NPL_t$	$difHDP_{t2}$	$NEZ_{t2}$	$INFL_t$	$difd_{t2}$	$difr_{mzda}_{t7}$	$růstZADLD_t$	$dift_{t1}$	$lnEXP_{t3}$	$krize_{t2}$
$NPL_t$	Pearson Correlation	1	0,062	,771**	-,693**	,671**	0,201	-,648**	0,182	,687**	-,823**
	Sig.		0,708	0	0	0	0,254	0	0,26	0	0
	N	42	39	40	42	39	34	41	40	39	40
$difHDP_{t2}$	Pearson Correlation	0,062	1	-0,054	-0,113	0,089	-,0023	-0,09	0,201	0,202	-0,054
	Sig.	0,708		0,75	0,492	0,59	0,896	0,584	0,227	0,224	0,744
	N	39	39	38	39	39	34	39	38	38	39
$NEZ_{t2}$	Pearson Correlation	,771**	-0,054	1	-0,214	0,269	-,0014	-,514**	-0,014	-0,023	-,365*
	Sig.	0	0,75		0,185	0,102	0,939	0,001	0,928	0,894	0,024
	N	40	38	41	40	38	33	40	41	37	38
$INFL_t$	Pearson Correlation	-,693**	-0,113	-0,214	1	-,638**	-,0161	,634**	-0,092	-,771**	,827**
	Sig.	0	0,492	0,185		0	0,362	0	0,573	0	0
	N	42	39	40	42	39	34	41	40	39	40
$difd_{t2}$	Pearson Correlation	,671**	0,089	0,269	-,638**	1	0,167	-,744**	0,024	,546**	-,687**
	Sig.	0	0,59	0,102	0		0,346	0	0,887	0	0
	N	39	39	38	39	39	34	39	38	38	39
$difr_{mzda}_{t7}$	Pearson Correlation	0,201	-0,023	-0,014	-0,161	0,167	1	-0,178	0,078	0,176	-0,157
	Sig.	0,254	0,896	0,939	0,362	0,346		0,315	0,665	0,318	0,374
	N	34	34	33	34	34	34	34	33	34	34
$růstZADLD_t$	Pearson Correlation	-,648**	-0,09	-,514**	,634**	-,744**	-,0178	1	-0,202	-,463**	,687**
	Sig.	0	0,584	0,001	0	0	0,315		0,212	0,003	0
	N	41	39	40	41	39	34	41	40	38	39
$dift_{t1}$	Pearson Correlation	0,182	0,201	-0,014	-0,092	0,024	0,078	-0,202	1	-0,002	-0,089
	Sig.	0,26	0,227	0,928	0,573	0,887	0,665	0,212		0,991	0,594
	N	40	38	41	40	38	33	40	41	37	38
$lnEXP_{t3}$	Pearson Correlation	,687**	0,202	-0,023	-,771**	,546**	0,176	-,463**	-0,002	1	-,696**
	Sig.	0	0,224	0,894	0	0	0,318	0,003	0,991		0
	N	39	38	37	39	38	34	38	37	39	39
$krize_{t2}$	Pearson Correlation	-,823**	-0,054	-,365*	,827**	-,687**	-,0157	,687**	-0,089	-,696**	1
	Sig.	0	0,744	0,024	0	0	0,374	0	0,594	0	
	N	40	39	38	40	39	34	39	38	39	40

\*\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.01 (oboustranný test).

\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.05 (oboustranný test).



## Příloha č. 8: Lineární regrese pro model (4.6)

	R	R <sup>2</sup>	adjusted R <sup>2</sup>	st. chyba odhadu
model	,955 <sup>a</sup>	,911	,896	,3484

a. Nezávislé proměnné: INFL, ln\_EXP, dif\_d, NEZ, růst\_ZADLD, krize

b. Závislá proměnná: NPL

model	nestandardizované		standardizované	t	Sig.
	B	směrodatná odchylka	Beta		
konstanta	-29,853	6,254		-4,774	0
<i>NEZ<sub>t</sub></i>	0,599	0,051	0,936	11,759	0
<i>INFL<sub>t</sub></i>	-0,301	0,059	-0,444	-5,102	0
<i>dif_d<sub>t</sub></i>	-0,867	0,356	-0,173	-2,439	0,02
<i>růst_ZADLD<sub>t</sub></i>	0,206	0,081	0,225	2,542	0,016
<i>ln_EXP<sub>SAS<sub>t</sub></sub></i>	2,554	0,489	0,501	5,228	0
<i>krize<sub>t</sub></i>	-0,661	0,264	-0,233	-2,504	0,017

a. Závislá proměnná: NPL

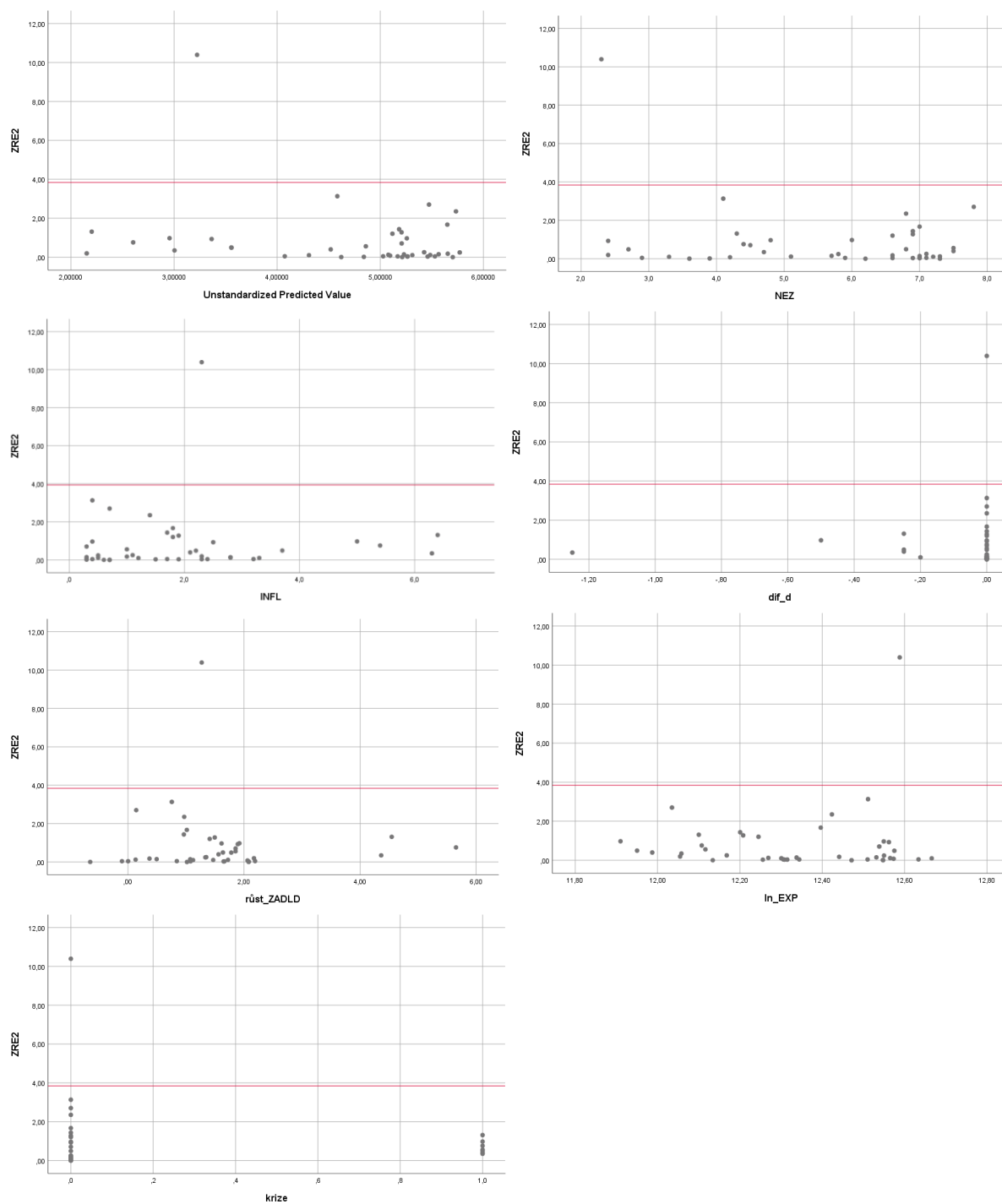
## Příloha č. 9: Korelační matice

		$NPL_t$	$NEZ_t$	$INFL_t$	$difd_t$	$růstZADLD_t$	$lnEXP_{SAS_t}$	$krize_t$
$NPL_t$	Pearson Correlation	1	,586**	-,693**	,409**	-,648**	,358*	-,600**
	Sig.		,000	,000	,008	,000	,020	,000
	N	42	42	42	41	41	42	42
$NEZ_t$	Pearson Correlation	,586**	1	-,061	,013	-,434**	-,454**	,034
	Sig.	,000		,702	,936	,005	,003	,830
	N	42	42	42	41	41	42	42
$INFL_t$	Pearson Correlation	-,693**	-,061	1	-,646**	,634**	-,597**	,696**
	Sig.	,000	,702		,000	,000	,000	,000
	N	42	42	42	41	41	42	42
$difd_t$	Pearson Correlation	,409**	,013	-,646**	1	-,450**	,444**	-,620**
	Sig.	,008	,936	,000		,003	,004	,000
	N	41	41	41	41	41	41	41
$růstZADLD_t$	Pearson Correlation	-,648**	-,434**	,634**	-,450**	1	-,213	,611**
	Sig.	,000	,005	,000	,003		,182	,000
	N	41	41	41	41	41	41	41
$lnEXP_{SAS_t}$	Pearson Correlation	,358*	-,454**	-,597**	,444**	-,213	1	-,686**
	Sig.	,020	,003	,000	,004	,182		,000
	N	42	42	42	41	41	42	42
$krize_t$	Pearson Correlation	-,600**	,034	,696**	-,620**	,611**	-,686**	1
	Sig.	,000	,830	,000	,000	,000	,000	
	N	42	42	42	41	41	42	42

\*\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.01 (oboustranný test).

\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.05 (oboustranný test).

## Příloha č. 10: Heteroskedasticita (bodové diagramy rozložení kvadratických reziduí)



## Příloha č. 11: Whiteův test - odhad odvozeného pomocného modelu

	R	R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	st. chyba odhadu	Durbin-Watson
model	,624 <sup>a</sup>	,390	-,017	,20962	2,105

a. Nezávislé proměnné: (Constant), ZADLD\_krize, EXP\_NEZ, dif\_d2, INFL\_EXP, růst\_ZADLD2, ln\_EXP2, EXP\_ZADLD, difd\_NEZ, INFL\_krize, INFL\_NEZ, INFL2, NEZ\_ZADLD, INFL\_ZADLD, difd\_krize, NEZ2, INFL\_d

b. Závislá proměnná: RES2

Model		SS	df	MS	F	Sig.
1	Regression	,674	16	,042	,958	,525 <sup>b</sup>
	Residual	1,055	24	,044		
	Total	1,728	40			

a. Závislá proměnná: RES2

b. Nezávislé proměnné: (Constant), ZADLD\_krize, EXP\_NEZ, dif\_d2, INFL\_EXP, růst\_ZADLD2, ln\_EXP2, EXP\_ZADLD, difd\_NEZ, INFL\_krize, INFL\_NEZ, INFL2, NEZ\_ZADLD, INFL\_ZADLD, difd\_krize, NEZ2, INFL\_d

## Příloha č. 12: Multikolinearita - korelační matice vysvětlujících proměnných

		$INFL_t$	$krize_t$	$NEZ_t$	$lnEXP_{SAS_t}$	$difd_t$	$růstZADLD_t$
$INFL_t$	Pearson Correlation	1	,696**	-,061	-,604**	-,646**	,634**
	Sig.		,000	,702	,000	,000	,000
	N	42	42	42	42	41	41
$krize_t$	Pearson Correlation	,696**	1	,034	-,697**	-,620**	,611**
	Sig.	,000		,830	,000	,000	,000
	N	42	42	42	42	41	41
$NEZ_t$	Pearson Correlation	-,061	,034	1	-,462**	,013	-,434**
	Sig.	,702	,830		,002	,936	,005
	N	42	42	42	42	41	41
$lnEXP_{SAS_t}$	Pearson Correlation	-,604**	-,697**	-,462**	1	,480**	-,241
	Sig.	,000	,000	,002		,002	,129
	N	42	42	42	42	41	41
$difd_t$	Pearson Correlation	-,646**	-,620**	,013	,480**	1	-,450**
	Sig.	,000	,000	,936	,002		,003
	N	41	41	41	41	41	41
$růstZADLD_t$	Pearson Correlation	,634**	,611**	-,434**	-,241	-,450**	1
	Sig.	,000	,000	,005	,129	,003	
	N	41	41	41	41	41	41

\*\* . Korelace je významná na hladině významnosti 0.01 level (oboustranný test).